



F U N D A Ç Ã O  
GETULIO VARGAS

**EPGE**

Escola de Pós-Graduação  
em Economia

## Ensaio Econômico

Escola de

Pós Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

Nº 665

ISSN 0104-8910

***Efetividade do “Salário Mínimo Estadual”:  
Uma Análise Via Regressões Quantílicas para  
Dados Longitudinais***

***Rodrigo Leandro de Moura, Marcelo Cortes Neri***

**Dezembro de 2007**

**Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Fundação Getulio Vargas.**

# Efetividade do "Salário Mínimo Estadual": Uma Análise Via Regressões Quantílicas para Dados Longitudinais\*

Rodrigo Leandro de Moura  
EPGE/FGV

Marcelo Cortes Neri  
Centro de Políticas Sociais do IBRE/FGV e EPGE/FGV

## Resumo

Em 2000, o governo federal fixou uma lei que permitiu os estados fixarem pisos salariais acima do salário mínimo. Os estados do Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul adotaram tal lei. Assim, utilizamos dados de painel da Pesquisa Mensal de Emprego de 2000 e 2001, e os resultados apontam para baixa efetividade da lei nestes estados. Adicionalmente, encontramos evidências de efeito nulo sobre o nível de emprego, na direção contrária ao modelo convencional dos livros texto, dado o grande aumento salarial que a lei proporcionaria.. Assim, as evidências encontradas apontam para um alto descumprimento da legislação.

JEL: J38,K31,C23,C25,C29

Palavras-Chaves: salário mínimo, legislação estadual, regressão quantílica para dados longitudinais e estimador diferenças em diferenças.

## 1 Introdução

A grande maioria da literatura que investiga os efeitos do salário mínimo (SM) considera a hipótese implícita que as firmas cumprem totalmente com a lei que fixa o SM<sup>1</sup>. No entanto, esta é uma hipótese que nem sempre é válida, pois o cumprimento com a lei pode resultar em lucros menores por parte dos empregadores.

Os modelos competitivos de livro texto mostram que a fixação de um SM *binding*, ou seja, acima do salário de equilíbrio do mercado, implicam em uma queda no nível de emprego. Por outro lado, alguns modelos de monopsonio prevêem que um aumento pequeno do SM podem ter efeitos positivos, nulos ou negativos no nível de emprego (Albrecht e Axel 1984; Burdett e Mortensen 1989; Eckstein e Wolpin 1990). Alguns estudos para os EUA apontam para a predominância do primeiro modelo (Brown et al., 1982; Brown, 1988; Newmark e Wascher,

---

\*Agradecemos a Raquel Sampaio, por uma versão bem preliminar deste artigo; a Carlos Eugênio da Costa e Luis Renato Lima, ambos da EPGE/FGV; a Christian Gonzáles, doutorando da EPGE/FGV; e a Fábio Reis Gomes, do IBMEC-SP, por seus comentários que ajudaram na versão atual deste artigo. Os eventuais erros são de inteira responsabilidade dos autores.

<sup>1</sup>O termo em inglês usado na literatura para o caso de cumprimento total da lei é *full compliance*, e no caso de não cumprimento seria *noncompliance*.

1992) enquanto outros estudos apontam para o segundo modelo (Card e Krueger, 1994; Card, 1992a e 1992b; e Katz e Krueger, 1992). No entanto, nenhum desses dois grupos de estudos e modelos analisam as implicações de um cumprimento parcial ou nulo da lei.

Assim, neste artigo, pretendemos analisar esta hipótese de cumprimento por parte dos empregadores à uma legislação que fixa um preço mínimo para a força de trabalho superior ao preço do mercado. Em particular, avaliaremos a lei dos pisos estaduais de salário<sup>2</sup>. Tal lei foi implantada em 14 de julho de 2000 e permitiu os estados fixarem pisos salariais acima do SM, conferindo maiores graus de liberdade aos estados em relação às suas finanças públicas. Apenas dois estados optaram por estabelecer pisos salariais privados superiores ao SM: Rio de Janeiro (RJ) e Rio Grande do Sul (RS). Por exemplo, em 31 de dezembro de 2000, enquanto o SM federal era de 151 reais, o governo do estado do RJ estabeleceu pisos salariais para 3 categorias de profissões que variavam de 220 até 226 reais.

O SM exerce uma miríade de papéis na economia brasileira. Um mesmo valor baliza, simultaneamente, ativos e inativos dos setores público e privado num país heterogêneo como o Brasil. Na verdade, a introdução do piso salarial representa uma oportunidade privilegiada de avaliação dos impactos do SM por três motivos. **Primeiro**, por isolar os efeitos do SM que atuam pelas vias do mercado de trabalho daqueles operantes pelas vias fiscais. Um princípio fundamental da nova institucionalidade do SM: permitir que o SM do mercado de trabalho privado, regulado pela CLT, seja fixado em níveis superiores aos pisos das transferências do setor público<sup>3</sup>. Os efeitos do SM operantes pela via fiscal são menos controversos do que os atuantes pelas vias do trabalho. O canal de atuação do SM através dos benefícios da previdência social, programas sociais (benefício de prestação continuada e seguro-desemprego entre outros) ou do salário do funcionalismo podem ser avaliados diretamente. Como a magnitude do efeito pelas vias do setor público é muito superior ao do mercado de trabalho privado, a estimativa deste último efeito fica obscurecida por efeitos de injeção de demanda associado a mudanças dos gastos públicos associados ao SM. **Segundo**, quando o SM é reajustado de maneira diferenciada entre estados, como prescreve a lei, obtemos condições superiores para testar os seus efeitos. Além dos grupos afetados pelo reajuste teremos um grupo de controle (por exemplo, a mesma categoria profissional em outros estados) para isolar os efeitos do SM. A alta heterogeneidade espacial da efetividade do SM observada sugeria impactos de grupos afetados em situações bastante

---

<sup>2</sup>O termo "Salário Mínimo" é constitucional e só pode ser utilizado em relação ao valor que a União fixa. Assim, o termo mais correto em termos de legislação para o "Salários Mínimos Estaduais" é "pisos estaduais de salário".

<sup>3</sup>Mesmo pensando em termos exclusivamente trabalhistas, um país de dimensões continentais como o Brasil, comporta uma formidável diversidade de mercados de trabalho locais. Aspectos como os hábitos de consumo, o tamanho e a composição das famílias, os preços e a produtividade variam notavelmente de uma região para outra. Logo, não se justificaria a existência de um único piso salarial. O Brasil era um dos poucos países grandes do mundo com um mínimo unificado. Países, como a Holanda, possuem mínimos regionais; nos EUA é estadualizado, na França é setorializado e no Japão é regionalizado e setorializado. Neri (1999) já havia proposto tal regionalização do salário mínimo no Brasil como uma forma de desvinculação da previdência social. A idéia era através de lei complementar deslocar o foco para a agenda positiva a fim de permitir pisos trabalhistas superiores ao salário mínimo com exigência de votos parlamentares menor que a exigida pela mudança Constitucional da desvinculação pura e simples.

diferenciadas. Para se ter uma idéia, no Noroeste Fluminense a proporção de trabalhadores com renda atrelada ao SM é três vezes maior que na região Metropolitana entre 1996 e 1999. Enquanto lá 38% dos empregados remunerados ganham o SM ou seus múltiplos, no Grande Rio a mesma parcela não passa dos 12%. **Finalmente**, a alta magnitude do reajuste nominal concedido ao piso frente ao SM, chegando a 50%, permite estimação precisa dos efeitos obtidos no mercado de trabalho.

Neste artigo, apresentamos inicialmente uma avaliação da efetividade da lei de pisos estaduais de salário<sup>4</sup>. Numa análise descritiva preliminar surge-se uma baixa concentração de rendimentos nos pisos estaduais, vis a vis, uma redução da acumulação de massa no SM, das ocupações definidas nas legislações estaduais fluminenses e gaúchos. Esta evidência preliminar sugere algum nível de descumprimento da legislação. Assim, utilizando dados de painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 2000 e 2001<sup>5</sup>, para as regiões metropolitanas do Rio de Janeiro/Porto Alegre e de São Paulo, analisamos o *gap* entre o salário do mercado e o SM (que chamamos de diferencial salarial) dos trabalhadores ocupados nestes estados que adotaram a lei em relação a SP (considerado como grupo de controle). Para tal análise, utilizamos uma abordagem via regressões quantílicas para dados longitudinais (Koenker, 2004), modelo o qual se adequa à estrutura dinâmica da PME. Assim, a estimação deste modelo permite verificar o efeito nos quantis de rendimentos que apropriadamente seriam mais afetados pela lei (quantis *binding*). Os resultados apontam também para baixa efetividade da lei, dado que o aumento do diferencial salarial foi estatisticamente nulo em favor de RJ/RS.

Em seguida, comparamos as variações no emprego dos trabalhadores antes e depois da mudança na legislação. Assim, encontramos evidências de efeito nulo sobre o nível de emprego, na direção contrária ao modelo convencional, dado o grande aumento salarial que a lei proporcionaria, sendo um indicativo adicional de alto descumprimento da legislação.

O artigo está organizado da seguinte forma: na seção 2 revisamos a literatura sobre (des)cumprimento da legislação do SM; a seção 3 descreve as legislações de pisos estaduais salariais; na seção 4 descrevemos brevemente a base de dados e a amostra utilizada da população de interesse; a seção 5 subdivide-se em: seção 5.1 que descreve a estratégia empírica utilizada; seção 5.2 que apresenta a avaliação descritiva da efetividade da lei; seção 5.3 que lançamos mão da PME na análise dinâmica das regressões quantílicas; seção 5.4 que avaliamos o impacto da lei sobre o nível de emprego e; seção 5.5 discute os resultados encontrados e; por fim na seção 6 segue a conclusão.

## 2 Literatura Relacionada

Apresentamos aqui a literatura teórica e empírica relacionada ao descumprimento da lei do SM.

---

<sup>4</sup>O termo efetividade empregado neste artigo se refere no sentido da lei ser *enforced*. Notamos que a lei dos pisos estaduais é *enforceable*, no sentido da capacidade de ser enforced, visto que conseguimos verificar se a legislação está sendo cumprida, pois quem reporta o salário é o empregado através da base de dados que utilizaremos.

<sup>5</sup>Ressaltamos que na época de análise destes impactos, tínhamos disponíveis os dados da PME somente de janeiro a julho de 2000 e do ano inteiro de 2001.

## 2.1 Considerações Teóricas

A grande maioria da literatura que investiga os efeitos do SM considera a hipótese implícita que as firmas vão cumprir totalmente com a lei que fixa o SM. No entanto, esta é uma hipótese que nem sempre é válida, pois o cumprimento com a lei pode resultar em lucros menores por parte dos empregadores. Ashenfelter e Smith (1979, daqui em diante AS), em seu artigo seminal, apresentam um modelo simples no qual consideram que o empregador decide entre obedecer ou não à uma lei que cria um SM *binding*, ou seja, acima do salário de equilíbrio do mercado. Assim, os autores avaliam apenas o aspecto da **evasão** da lei, ou seja, se os empregadores pagam o salário fixado pela lei. Eles consideram uma probabilidade  $\lambda$  das autoridades pegarem e punirem o infrator e impõem uma multa fixa (exógena) a ser paga. As conclusões deles são que o incentivo a obedecer à lei é menor: (i) quanto mais distante é o salário de mercado do SM e (ii) quanto maior a elasticidade da demanda por trabalho (em valor absoluto). Portanto, as firmas que empregam trabalhadores de baixo salário e, conseqüentemente, são mais afetadas pela fixação do SM, terão maiores incentivos a desobedecerem à lei.

Grenier (1982) considera uma multa endógena, que é estipulada como exatamente o *gap* (diferença) entre o salário de mercado e o SM. No entanto, ambos estudos ignoram o efeito da decisão de violação da lei sobre o nível de **emprego**. Em um estudo posterior, Chang e Ehrlich (1985) apontam alguns erros encontrados nestes artigos<sup>6</sup>, estendem a penalidade para ser um múltiplo  $k$  deste *gap* e analisam, além do efeito do descumprimento da **evasão**, o impacto sobre o nível de **emprego**. As principais conclusões apontadas por estes autores são que: (i) uma penalidade que seja uma fração ( $k \leq 1$ ) do *gap* não constituirá um mecanismo efetivo para impedir o descumprimento; (ii) o incentivo para violação seria eliminado se a taxa de penalidade  $k$  fosse determinada a um nível suficientemente alto tal que fizesse a taxa de salário esperada maior que o SM<sup>7</sup>; (iii) qualquer que seja a estrutura de penalidade imposta pelas autoridades, ou seja, seja exógena ou proporcional ao *gap*, o incentivo ao descumprimento, se positivo, será maior quanto mais distante for o salário de mercado do SM e (iv) a firma reduzirá o nível de emprego não apenas quando cumpre com a lei, mas também quando descumpre com a lei, mas acima da primeira situação. Isso ocorre porque a taxa de salário esperada (efetiva) que a firma se depara é maior que o salário de mercado, mas menor que o SM.

Em um estudo recente, Yaniv (2001, 2004a) estende a análise considerando descumprimento parcial da lei, ou seja, uma firma avessa ao risco que possa descumprir com a lei para uma fração de seus trabalhadores, enquanto a fração complementar recebe o SM<sup>8</sup>. Assim, o empregador

---

<sup>6</sup>Alguns destes erros são: (i) uma penalidade baseada em uma fração do *gap* entre o salário de mercado e, assim, o SM não constitui um mecanismo efetivo de impedir a violação da lei e; (ii) o incentivo para descumprimento é maior quanto mais distante for o salário do mercado em relação ao SM, **independentemente** da estrutura de penalização.

<sup>7</sup>Se  $m$  for o salário mínimo,  $w$  o salário de mercado, então esta conclusão (ii) afirma formalmente que a firma decidirá não violar a lei se:

$$w + \lambda k(m - w) > m$$

<sup>8</sup>O autor nota que o resultado não se alteraria se fosse permitido que o empregador pudesse decidir pagar mais do que a taxa de salário do mercado, mas menos que o SM.

poderia diversificar o risco de ser pego e punido. Como evidência adicional às obtidas por Chang e Ehrlich (1985), o autor conclui que:

$$L_{PC} = L_C < L_{NC} < L_w^*$$

em que,  $L_{PC}$  é o nível de emprego dos que cumpre parcialmente a lei,  $L_C$  dos que cumprem,  $L_{NC}$  dos que descumprem e  $L_w$  no caso de ausência da lei no nível do salário de mercado ( $w$ ). Ou seja, firmas que cumprem parcialmente com a legislação, irão empregar a mesma quantidade de trabalhadores do que as que cumprem totalmente.

Squire e Narueput (1997) consideram também um modelo de equilíbrio parcial, com firmas neutras ao risco, mas incorpora um parâmetro de produtividade ( $\theta_i$ ) que é crescente em relação ao tamanho das firmas. A probabilidade de ser inspecionado é crescente com a produtividade da firma ( $\lambda'(\theta_i) > 0$ ), ou seja, firmas maiores têm uma chance maior de serem investigadas. Além disso, os autores permitem a firma escolher entre cumprir, descumprir (pagar abaixo do SM) ou evitar legalmente (reduzindo contratações ou contratando trabalhadores de tempo parcial) a lei. Eles chegam às seguintes conclusões: (i) firmas com baixa produtividade descumprirão, de média produtividade cumprirão e de alta produtividade evitarão a lei; (ii) quanto maior  $\lambda$  e/ou a multa fixa ( $D$ ), maior a proporção de firmas que cumprem e menor as que descumprem; (iii) quanto maior a precisão e compreensão da legislação (que aumenta os custos fixos de se evitar legalmente a lei) menor a proporção de firmas que evitam a lei e maior as que cumprem.

No entanto, em outro artigo recente, Yaniv (2004b) deriva também a curva de oferta dos trabalhadores. As curvas de demanda e oferta, em seu modelo, terão uma dependência direta do nível de efetividade da lei empregado pelas autoridades, (de acordo com as definições dadas esta medida seria igual a  $\lambda k$ )<sup>9</sup>. Assim, se o incentivo por parte do governo ( $\lambda k$ ) é insuficiente para

---

<sup>9</sup>Mais formalmente, o autor obtém a seguinte CPO do problema da firma e do consumidor, respectivamente:

$$\begin{aligned} pf'(L^d) - [w + k\lambda(m - w)] &= 0 \\ -\phi'(L^s) - [w + k\lambda(m - w)] &= 0 \end{aligned}$$

onde  $p, f'(L^d), \phi'(L^s), L^d$  e  $L^s$  são o preço do produto, as derivadas primeiras da função de produção e da desutilidade do trabalho, e as quantidades demandadas e ofertadas de trabalho, respectivamente. Aplicando o Teorema da Função Implícita nestas duas CPOs, obtemos:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L^d}{\partial (\lambda k)} &= \frac{m - w}{pf''(L^d)} < 0, \\ \frac{\partial L^s}{\partial (\lambda k)} &= \frac{m - w}{\phi''(L^s)} < 0, \end{aligned}$$

em que,  $f''(L^d) < 0$  e  $\phi''(L^s) > 0$ , que implicam produtividade decrescente e desutilidade do trabalho crescente, respectivamente. Assim, conforme a 1, um aumento da efetividade deslocará a curva de oferta para a direita e a da demanda para a esquerda. A mudança da inclinação pode ser observada diferenciando as duas CPOs em relação a  $L$  e  $w$  e depois em relação a  $(\lambda k)$ :

$$\begin{aligned} \frac{\partial w}{\partial L^d \partial (\lambda k)} &= \frac{pf''(L^d)}{(1 - \lambda k)^2} < 0, \\ \frac{\partial w}{\partial L^s \partial (\lambda k)} &= \frac{\phi''(L^s)}{(1 - \lambda k)^2} > 0. \end{aligned}$$

Assim, um aumento em  $(\lambda k)$  torna também as duas curvas mais inclinadas em termos absolutos.

induzir o cumprimento total da lei, a taxa de salário sub-mínimo de equilíbrio cairá abaixo do salário de mercado (ver Figura 1). Portanto, se o objetivo da legislação do SM é aumentar o nível salarial, os agentes estarão piores em relação a antes de sua fixação. Além disso, ao contrário da evidência dos artigos acima citados, Yaniv (2006) considera a condição de equilíbrio de mercado, fechando o modelo em um contexto de equilíbrio geral; e chegando à conclusão que o descumprimento da lei não terá efeito no nível de emprego<sup>10,11</sup>.

Assim, é de consenso na maioria dos artigos que o grau de efetividade da lei dependerá da medida  $\lambda k$ . Logo, para as autoridades elevarem  $\lambda$ , terão de consumir recursos afim de elevarem os esforços na fiscalização e processo penal das violações. Mas isso poderá incorrer em custos crescentes para a sociedade. Assim, pode ser compensatório elevar as multas ( $k$ ) afim de incentivar o cumprimento das leis. Mas esse mecanismo de incentivo também está restrito ao processo legislativo do Estado, que pode ser, em alguns países, lento demais.

## 2.2 Considerações Empíricas

A grande maioria dos estudos parte da hipótese de cumprimento completo da lei para avaliar os impactos do SM sobre o nível de emprego e outras variáveis (Card e Krueger, 1994; Card, 1992a e 1992b; e Katz e Krueger, 1992; Newmark e Wascher, 1992; Brown et al., 1992; Brown 1988). No entanto, existem poucos artigos nesta área que testam ou avaliam o grau de violação da legislação do SM. Assim, a seguir, apresentamos a evidência empírica internacional e brasileira.

**Evidência Internacional** Um aspecto fundamental na investigação da efetividade da lei é a definição da medida de cumprimento da lei. AS ao medir o nível de descumprimento da lei do SM discute a importância do mesmo ser *binding*, ou seja, deve-se levar em consideração que

---

<sup>10</sup>Das CPOs mencionadas na nota anterior, podemos obter a função demanda e oferta,  $L^d = L^d(\tilde{w})$  e  $L^s = L^s(\tilde{w})$ , onde  $\tilde{w} = w + \lambda k(m - w)$  que é a taxa de salário esperada (efetiva). Assim, o que importa para determinar o equilíbrio é  $\tilde{w}$ , a variável que firmas e consumidores se depararão. (continua na próxima página)

Assim, assumindo homogeneidade de  $n$  firmas e  $s$  empregados, a condição de ajustamento do mercado será:

$$nL^d(\tilde{w}) = sL^s(\tilde{w}),$$

ou seja, as curvas de oferta e demanda agregada se igualarão no nível de equilíbrio  $\tilde{w}$ .

Se o governo conseguir impor algum nível positivo de efetividade da lei (ou seja,  $0 < \lambda k < 1$ ), empregadores optarão por não cumprir a lei. A condição de equilíbrio acima mostra que esta medida  $\lambda k$  de efetividade está contida em  $\tilde{w}$  tanto na oferta quanto na demanda. Portanto, qualquer mudança em  $\lambda k$  afetará apenas a composição de  $\tilde{w}$ , mas os efeitos serão compensados, visto que  $(\lambda k)$  não aparece em nenhuma outra parte da condição acima de forma independente. Assim, as curvas de demanda e oferta se deslocam de tal forma que o nível de emprego não se altere, conforme Figura 1. A taxa livre de mercado cai de  $w_0$  para  $w_2$ , mas a taxa efetiva  $\tilde{w}$  permanece igual a  $w_0$ , ou seja,  $w_2 + \lambda k(m - w_2) = w_0$ .

<sup>11</sup>Deve-se ressaltar que a solução deste modelo é relativamente trivial. Note que o modelo do lado do consumidor pode ser visto da seguinte forma: o trabalhador joga uma loteria, na qual ele pode ganhar, em um estado da natureza um salário maior que o SM (caso a firma seja punida) ou um salário abaixo do salário de mercado ( $w_0$ ). Como o trabalhador também é neutro ao risco em relação ao salário, o mesmo será indiferente entre permanecer empregado ou não e assim, o nível de emprego não se altera. Assim, esta é uma política neutra em termos de utilidade esperada do trabalhador. Assim, os agentes não estarão piores em relação a antes da fixação da lei, pois não alterará sua utilidade esperada.



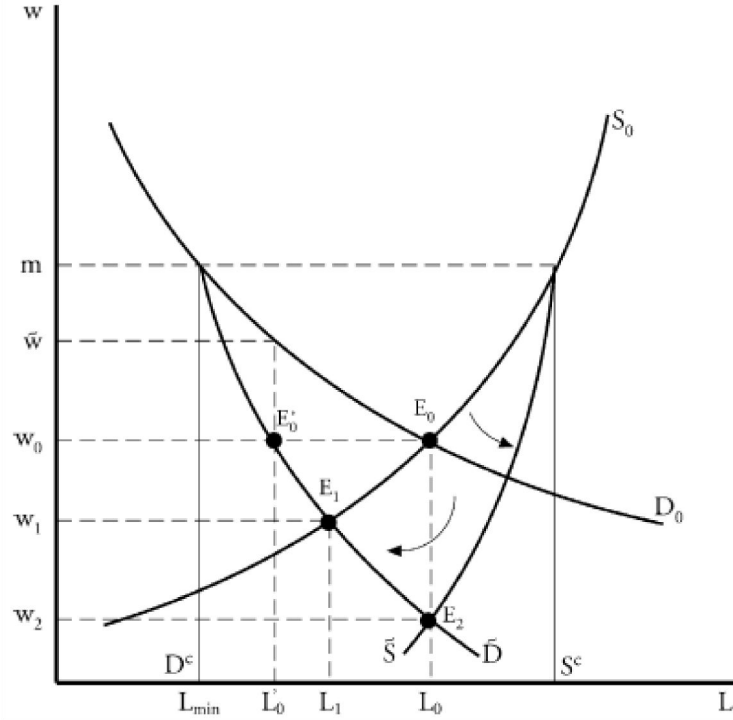


Figura 1: Descumprimento da lei e equilíbrio do mercado de trabalho. Fonte: Yaniv (2006).

os trabalhadores que já ganhavam exatamente ou acima do SM não fazem parte da medida de cumprimento da lei. Assim, a medida observável de cumprimento da lei adotada é a proporção de trabalhadores que ganham exatamente o SM em relação aos que ganham igual ou abaixo do SM, após sua fixação (denotada por  $C$ ). No entanto, segundo os autores, existem duas fontes de vieses: (i) a perda de emprego pelos trabalhadores do setor coberto pela lei implicaria em cumprimento da lei, assim, esta medida de AS é viesada para baixo e; (ii) o fato mencionado que trabalhadores ganhariam exatamente o SM, mesmo na ausência da lei, viesaria sua estimativa para cima. Os autores obtêm que, em 1973, 0.8% somente dos trabalhadores que são cobertos pelo SM ganham abaixo deste piso, enquanto para os descobertos esta medida é de 13.7%. Assim, segundo AS, essas taxas de descumprimento elevadas seriam um paradoxo em relação ao modelo por ele especificado.

No entanto, Lott e Roberts (1995) questionam AS em relação ao fato destes últimos considerarem a multa como uma fração do subpagamento. Se essa fosse correta, não haveria incentivo para firmas violadoras potenciais cumprirem com a lei. Assim, para contrastar o resultado de AS, utilizam dados do Departamento Trabalhista, em especial de 1973 (o mesmo utilizado por AS). Eles mostram que apesar de se verificar penalidades baixas ( $k$ ), a probabilidade de ser punido um empregador infrator ( $\lambda$ ) é alta o suficiente tal que o custo esperado ( $\lambda k$ ) está acima do benefício esperado (que é o subpagamento de salários) de violar a lei, o que torna o cumprimento racional. Os autores estimam os custos e penalidades em diversas dimensões. Para tal, consideraram que uma firma neutra ao risco decidirá cumprir com a lei se:

$$\lambda_G G + \lambda_P P + \lambda_A A + \lambda_B B > U$$

em que  $U$  é o subpagamento dos salários,  $\lambda_G$  é a probabilidade do governo punir com sucesso a firma tanto a partir de um processo judicial ou de forma independente,  $G$  são as penalidades oriundas do processo (subpagamentos, multas, detenção),  $\lambda$  é a probabilidade de se perder um processo judicial privado<sup>12</sup>,  $P$  são as penas de tal processo,  $\lambda_A$  é a probabilidade de ser acusado de uma violação mas impugnar a acusação,  $A$  é o custo de defesa do processo (mesmo em caso favorável),  $\lambda_B$  é a probabilidade de bancarrota devido à investigação governamental e  $B$  são os custos de bancarrota. Assim, através de informações do Departamento Trabalhista norte-americano, calibram o modelo. Sob hipóteses restritivas adicionais e estimativas de probabilidade mensuradas, os autores obtêm que:

$$\begin{aligned} 0.243G + \lambda 7U + 0.1U + 0.38U &> U \\ 0.243G + 7\lambda + 0.139 &> 1 \end{aligned}$$

Assim, eles obtêm que:

Se  $\lambda$  é igual a:  $G$  deve ser igual a:

0%	3.54
1	3.26
2	2.97
3	2.68
4	2.40
5	2.11

Fonte: Lott e Roberts (1995)

Assim, mesmo se a probabilidade  $\lambda$  de se perder um processo privado for igual a 1% e todas as penalidades esperadas médias do governo forem três vezes a soma do subpagamento, será racional cumprir a lei. Assim, os autores mostram que não existe um paradoxo ao se obter taxas de cumprimento elevadas. O erro de AS é uma má interpretação dos documentos do governo, os quais acabam não incluindo todos os custos de se violar a lei.

Em um estudo de caso, Weil (2005) examina os determinantes do nível de cumprimento das leis do SM na indústria de vestuário dos EUA, pois historicamente tem empregado trabalhadores de baixo salário, existindo, portanto, uma maior propensão das firmas desobedecerem a legislação. Utilizando microdados de 2000 para Los Angeles, o autor avalia o impacto de novos métodos de intervenção desenhados para melhorar a regulação deste mercado. O autor, estimando um *logit*, conclui que: (i) a presença de monitoramento alto reduz a porcentagem de violadores em torno de 30%, bem como a incidência (número de empregados que ganham menos que o SM por 100 empregados) em 17%, e a severidade (salários abaixo do SM por empregado) das violações em 5%; (ii) e enquanto que as firmas que empregam trabalhadores de baixa qualificação tendem a ter uma maior probabilidade de violação em torno de 26% em relação aos de média e alta qualificação.

Em outro estudo de caso, Dickens e Manning (2004) investigam o impacto da introdução do SM nacional na Inglaterra, em abril de 1999, sobre o nível de desigualdade, através de

---

<sup>12</sup>Nos EUA, o empregado pode mover um processo diretamente contra a firma, sem necessitar da ajuda ou da entrada em litígio por parte do Departamento Trabalhista.

uma amostra de *home cares*<sup>13</sup>. Os autores tomam o cuidado de avaliar o cumprimento da lei, obtendo uma taxa próxima de um, e obtêm efeitos *spill-over* muito pequenos. Stewart (2004) analisa também o efeito da introdução deste SM, obtendo um efeito nulo sobre o nível de emprego, utilizando um estimador de diferenças em diferenças, em um contexto de um *quasi-experimento*. O autor verifica que este efeito não é derivado de uma taxa de cumprimento da lei muito baixo, ao obter uma taxa entre 84 e 92% dos que ganham o SM em relação aos que ganham exatamente ou menos que o SM<sup>14</sup>.

Em relação à evidência de países em desenvolvimento, Flug e Kasir (1993, apud Gindling e Terrel, 1995) obtêm que 11.5% dos trabalhadores, em Israel, ganham abaixo do SM no período 1980/82, e passa para 5.6% em 1988/91.

Em outro estudo para Israel, Yaniv et al. (1998) utiliza como medida de obediência à lei o número de trabalhadores ganhando o SM como uma porcentagem dos trabalhadores elegíveis à lei (ou seja, que ganham o SM ou menos). Ele utiliza uma base de dados agrupados por setores econômicos. Os resultados obtidos por ele apontam que o cumprimento da lei aumenta: (i) ao longo do tempo (1988-1994); (ii) quanto menor a taxa de desemprego, pois aumenta o medo dos empregadores de serem denunciado por seus empregados<sup>15</sup> e (iii) quanto menor o *gap* entre o SM e o salário médio pago para trabalhadores de salário sub-mínimo<sup>16</sup>. Este último aspecto merece destaque. Um aumento neste *gap* gera, por um lado, um incentivo para a violação da lei, pois o ganho do subpagamento é maior que o custo esperado. Mas por outro lado, quanto maior este diferencial, existe uma maior probabilidade dos empregados denunciarem o empregador, elevando os custos esperados e reduzindo, portanto, esta taxa de desobediência. Mas a evidência empírica mostra que o primeiro efeito é maior do que o último. Além dessas estimativas, os autores avaliam uma estimacão de dois estágios, pois existe também uma casualidade inversa entre o *gap* e o cumprimento da lei. Assim, estimam uma regressão auxiliar do *gap* como função do nível de cumprimento. O efeito teórico é que para um aumento do cumprimento: (i) diminui a demanda dos empregadores por trabalhadores que ganham salários sub-mínimos e (ii) aumenta a oferta de trabalhadores desejando trabalhar a um salário sub-mínimo (pois perderem seus empregos como um resultado da maior obediência das firmas). Este efeito conjunto gera um efeito positivo sobre o *gap*. No entanto, os autores obtiveram um efeito negativo. Uma explicação possível apontada é que um aumento no cumprimento aumenta as expectativas (e portanto as demandas) de trabalhadores ainda empregados que ganham um sub-mínimo para receberem um salário maior.

---

<sup>13</sup>A pesquisa sobre esta ocupação foi feita nove meses antes da introdução o que possibilitou analisar se o impacto pequeno na desigualdade foi devido: (i) à antecipação dos empregadores ao SM, aumentando os salários e (ii) assim, os efeitos *spill-over* (efeito nos salários daqueles que não são diretamente afetados) seria pequeno também, pois o real aumento do SM seria pouco *binding*. Além disso, o uso dessa profissão é justificada pelos autores pelo fato de um número grande de trabalhadores terem sido afetados pela legislação (40% deste grupo é *binding*, ou seja, recebia menos do que o SM antes de sua fixação).

<sup>14</sup>Esta é a medida de obediência à legislação originalmente adotada por AS.

<sup>15</sup>Pois, nesse caso, se fossem demitidos devido à denúncia, teriam uma maior probabilidade de recolocação ocupacional.

<sup>16</sup>Os autores utilizaram o salário médio dos trabalhadores que ganham menos do que o SM para representar o salário de mercado ( $w$ ) do modelo teórico.

Gindling e Terrel (1995) mostram que a legislação do SM na Costa Rica é complexa com muitos pisos diferentes por categoria e indústria. Eles avaliam que o nível de descumprimento é elevado, sendo que um terço dos trabalhadores que seriam cobertos pelo SM ganham abaixo deste piso entre 1976 e 1991. A mesma porcentagem é obtida no setor não abrangido pela lei.

**Evidência Brasileira** A evidência sobre o nível de cumprimento da legislação trabalhista brasileira, em especial a fixação do SM, é escassa no Brasil. Alguns dos poucos estudos que analisam a efetividade do SM são Neri et al. (1999 e 2000).

Neri et al. (1999 e 2000) estimam e identificam os principais determinantes do grau de efetividade do SM para os diversos estados brasileiros, destacando-se a heterogeneidade de seus efeitos sobre os diferentes segmentos do mercado de trabalho. A medida de cumprimento à lei destes autores é a proporção de trabalhadores que recebem salários exatamente iguais ao SM em relação ao total. O problema desta medida é que ela não considera a perda de emprego dos trabalhadores *binding*, implicando em um viés negativo, como apontado por AS. No entanto, o segundo viés (ii), apontado por AS, tende a ser pequeno em sua análise pois, o período de referência é o mês de setembro de 1996 (PNAD), cujo valor que vigorava era de R\$112, ou seja, um valor quebrado. Eles obtêm uma proporção igual a 9% do total. Diferenciando em relação aos com e sem carteira, este valor é igual a 8 e 15%, respectivamente. Em relação às regiões, Neri et al. (1999) mostra que o Norte/Centro-Oeste e Nordeste apresentam a maior porcentagem em relação ao total (12 e 11%, respectivamente). Isso reflete, como citado pelos autores, a grande heterogeneidade espacial do país. Além disso, este estudo avalia os determinantes da variação do grau de efetividade do SM entre os estados brasileiros através de uma regressão por mínimos quadrados. Concluem que a efetividade do SM tende a ser menor nos estados: (i) com menor PIB per capita; (ii) com maior nível educacional e; (iii) onde existe uma maior informalidade.

CHECAR NOVAMENTE SE EXISTE MAIS ALGUM ARTIGO NO BRASIL QUE AVALIE MESMO QUE SUPERFICIALMENTE A QUESTÃO DA EFETIVIDADE (CUMPRIMENTO) DA LEI DO SM.

### 3 Legislação

A lei complementar nº 103, de 14 de julho de 2000, que entrou em vigor em 17 de julho de 2000, autorizou os Estados e o Distrito Federal a instituir o piso salarial a que se refere o inciso V do art. 7º da Constituição Federal para os empregados que não tenham piso salarial definido em lei federal, convenção ou acordo coletivo de trabalho. Este inciso V trata do piso salarial proporcional à extensão e à complexidade do trabalho do empregado. Deve-se destacar que este piso não pode ser estipulado no segundo semestre do ano em que houver eleição para Governador dos Estados e do Distrito Federal e de Deputados Estaduais e Distritais; e também em relação à remuneração de servidores públicos municipais. No Apêndice estão definidos os grupos profissionais para cada ano e estado.

A tabela abaixo resume os valores dos salários mínimos federais (SM) e dos pisos estaduais do Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul medidos em termos da unidade da moeda nacional (R\$).

As datas com o mês e ano abreviados apresentados na tabela referem-se ao período que entrou em vigor as leis do SM e dos pisos. Ressalta-se aqui que nos referiremos a esses grupos em partes do texto como: p1rj, p2rj p3rj, os quais referem-se aos grupos I, II, III do RJ, bem como p1rs, p2rs, p3rs e p4rs que referem-se aos grupos I, II, III, IV do RS.

Tabela 1. Valores de salário mínimo federal e pisos salariais estaduais

		mai/99	abr/00	abr/01
SM federal		136	151	180
		jan/01		
Rio de Janeiro	I	220		
	II	223		
	III	226		
		jul/01		
Rio Grande do Sul	I	230		
	II	235		
	III	240		
	IV	250		

Ressaltamos que a lei estadual do RJ e RS não define uma multa para o caso de violação da mesma. No entanto, caso haja atraso de pagamento de salários por parte da firma, esta estará infringindo os artigos 4 e 459 da CLT, em seu artigo 459 e 4, define uma multa de R\$ 170<sup>17</sup> por empregado prejudicado. Assim, os empregadores que descumprissem com a lei do pisos estaduais estariam sujeitos à esta multa. Além destas penalidades impostas diretamente pelo governo, os empregadores estão sujeitos a processos penais movidos diretamente pelos empregados, de acordo com o artigo 483 da CLT.

Outro aspecto a ser lembrado é que os trabalhadores podem denunciar anonimamente os empregadores junto à Delegacia Regional do Trabalho do estado onde reside. Assim, além da fiscalização independente deste órgão, os fiscais irão averiguar e punir a firma em caso de violação da lei, em caso de denúncia<sup>18</sup>.

Além disso, mesmo na ausência de multas, os empregadores poderiam cumprir com a legislação de acordo com os modelos de salário eficiência, segundo o qual eles pagariam um salário acima do salário de equilíbrio do mercado<sup>19</sup>.

A seguir descrevemos brevemente a base de dados e a amostra utilizada.

## 4 Breve descrição dos dados

Na análise dinâmica com base nas regressões quantílicas e no impacto sobre o nível de emprego utilizamos dados de painel da PME, que cobre as regiões metropolitanas do Rio de Janeiro/Porto

<sup>17</sup>A multa é definida em 160 unidades da UFIR, cujo valor atual está em R\$1.0641.

<sup>18</sup>Estas informações foram obtidas junto à Delegacia Regional do Trabalho do RJ.

<sup>19</sup>O modelo de salário eficiência é simplesmente uma aplicação do modelo do principal-agente da teoria de contratos. Neste modelo existe um problema de risco moral (*moral hazard*), onde o empregador (principal) não observa o esforço do trabalhador (agente). Assim, dada a hipótese que os custos de monitoramento do esforço são muito elevados, uma "segunda melhor" solução (*second best solution*) do modelo seria que os empregadores devem pagar um salário maior que o salário de equilíbrio do mercado (que seria uma "primeira melhor" solução caso observassem o esforço do agente [*first best solution*]). Este salário maior geraria um incentivo para que os trabalhadores se esforçassem mais no emprego.

Alegre e São Paulo (SP) para os anos de 2000 e 2001. A PME é uma pesquisa domiciliar mensal, cujo principal objetivo é fazer o acompanhamento do mercado de trabalho que retrate a dinâmica conjuntural do emprego e desemprego nas áreas metropolitanas do país. Nesta pesquisa temos dados de um mesmo indivíduo para 8 meses não consecutivos em um período de 16 meses. As entrevistas são realizadas com o seguinte espaçamento: primeiro, um indivíduo é entrevistado por quatro meses consecutivos, depois faz-se uma pausa de 8 meses e então, volta-se a entrevistar este indivíduo por mais quatro meses consecutivos. Como se trata de uma pesquisa com foco no emprego, o grau de detalhamento para características do mercado de trabalho é relativamente elevado, tratando-se de uma pesquisa longitudinal. Estão disponíveis informações sobre escolaridade, ocupação, salário, etc. Esta pesquisa possui um aspecto interessante: as informações para o mesmo indivíduo são referentes aos mesmos meses do ano, de forma que não precisamos nos preocupar com efeitos de sazonalidade, quando comparados meses iguais em anos diferentes.

Além disso, note que a pesquisa é realizada com os trabalhadores, os quais reportam o salário que recebem de seus empregadores. Assim, não existe incentivo para os empregados subestimarem uma eventual violação da legislação por parte das firmas.

As análises foram feitas apenas para as ocupações afetadas pela lei, excluindo, portanto, funcionários públicos<sup>20</sup>, contas-próprias, empregadores, trabalhadores na produção para o próprio consumo, trabalhadores na construção para o próprio uso, não remunerados e sem declaração, para os estados de tratamento e de controle.

## 5 Avaliação da efetividade da lei

Nesta seção avaliamos a efetividade da lei. Para isto, analisamos primeiramente algumas estatísticas descritivas preliminares.

Para as regressões quantílicas foram estimadas regressões comparativas somente a SP. Outros estados possíveis que são abrangidos em 2000 e 2001 (Pernambuco, Bahia, Minas Gerais) não se apresentam como bons controles (distâncias de informação de Kullback-Leibler relativamente altas), conforme explicação na subseção a seguir. Por isso estimamos somente em relação a São Paulo.

### 5.1 Estratégia Empírica

A estratégia de identificação da efetividade da lei consiste no seguinte aspecto: se houve um diferencial salarial<sup>21</sup> maior no grupo de tratamento em relação ao controle, de um ano para outro. Em função disso, adotou-se estados que tivessem distribuições salariais semelhantes antes da lei ser implementada. No cenário hipotético da lei ser efetiva, esperaria-se um aumento

---

<sup>20</sup>Apesar da lei excluir apenas funcionários públicos municipais, optamos por retirar todos os funcionários públicos, visto que os mesmos têm regimes salariais diferentes dos demais trabalhadores.

<sup>21</sup>Define-se diferencial salarial, como a diferença entre o salário da pessoa e o SM. Ou seja, já definido anteriormente como *gap*.

do diferencial salarial maior nos estados que a adotaram gerando novos pontos de pressão nos pisos definidos. Mas deve-se notar que a lógica inversa não é necessariamente válida. Caso haja um efeito positivo no diferencial salarial dos estados adotantes em relação aos outros, a lei pode ser não efetiva pois os rendimentos nestes estados poderiam se elevar mais do que nos outros por força de algum outro fator exógeno. Ou ainda, simplesmente porque o rendimento médio dos estados aderentes da lei pode por razões históricas ser maior do que nos estados de comparação. Por isso é importante se adotar estados de comparação com distribuições salariais similares às do RJ e RS.

**Grupo de Controle** O que procuramos fazer é tomar um conjunto de estados, os quais pudéssemos comparar. O critério utilizado foi distribuições salariais similares. Assim, calculamos a distância de informação de Kullback-Leibler, utilizando os dados da PME, definida como<sup>22</sup>:

$$I(\hat{f}, \hat{g}) = \int [\hat{f}(x) - \hat{g}(x)] \ln \left[ \frac{\hat{f}(x)}{\hat{g}(x)} \right] dx, \quad (1)$$

em que,  $\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x}{h}\right)$  é o estimador de densidade de *kernel* (núcleo) dos salários<sup>23</sup>. Utilizamos a "regra prática" de Silverman (1986), baseada no desvio padrão e na razão interquantílica<sup>24</sup>, para a escolha da janela  $h$ :

$$h = \frac{0.9 \min(\sigma_x, R_x/1.34)}{n^{1/5}}$$

onde,  $\sigma_x$  é o desvio padrão amostral e  $R_x$  é a razão interquantílica. Assim, estimamos  $f(x)$  para RJ/SP e  $g(x)$  para diversos estados (São Paulo [SP], Pernambuco, Bahia, Minas Gerais<sup>25</sup>), para as ocupações definidas nas leis estaduais e, minimizamos  $I(\hat{f}, \hat{g})$  afim de obter estados com distribuições bem próximas. Da tabela abaixo notamos que SP é o estado que mais se aproxima do RJ e RS em termos de rendimentos, apresentando uma distância razoavelmente pequena em todos os meses anteriores à vigência da lei. Para o RJ houve uma variação entre 0.05 e 0.10, e para o RS houve uma variação entre 0.03 e 0.08. Assim, como a renda média de SP é maior do que a do RJ e RS<sup>26</sup>, este comportamento mostra que as distribuições salariais da capital paulista é superior em relação às cidades fluminense e gaúcha. Assim, caso a lei seja efetiva, esta distância deve se reduzir. Essa possível evidência será mais precisamente analisada na

<sup>22</sup>Note da fórmula que a distância de Kullback-Leibler é sempre não-negativa, ou seja, ela não infere qual distribuição salarial ( $\hat{f}(x)$  ou  $\hat{g}(x)$ ) é superior. Este fato ficará mais bem definido quando tomarmos a média da distribuição de cada estado, conforme tabela 3, a seguir.

<sup>23</sup>O termo  $K\left(\frac{x_i - x}{h}\right)$  é o *kernel* e adotamos um *kernel* gaussiano. Como é de conhecimento comum da literatura não-paramétrica (Silverman, 1986), existe pouca diferença de eficiência (com base na norma do erro quadrático médio integrado) entre os diferentes *kernels*.

<sup>24</sup>A "regra prática" baseada somente no desvio padrão ( $h = 1.06\sigma_x n^{-1/5}$ ) será melhor se a distribuição for uma normal, mas tenderá a sobresuavizar se a densidade verdadeira for multimodal. E no caso da regra estar baseada na razão interquantílica ( $h = 0.79R_x n^{-1/5}$ ) será melhor para distribuições de cauda longa e assimétricas, mas sobresuavizará mais ainda caso seja bimodal. Assim, segundo Silverman(1986), juntamos as duas regras, afim de não termos uma suavização excessiva, dado que a distribuição salarial apresenta características multimodais.

<sup>25</sup>Paraná não foi analisado pois estava disponível somente a partir de 2001 na PME.

<sup>26</sup>Ver tabela 3 a seguir.

estimação das regressões quantílicas quando controlarmos para diversos fatores e analisarmos os quantis *binding*.

Tabela 2. Distâncias de informação de Kullback-Leibler<sup>27</sup>

Ocupações do Rio de Janeiro					Ocupações do Rio Grande do Sul				
data	São Paulo	Pernambuco	Bahia	Minas Gerais	data	São Paulo	Pernambuco	Bahia	Minas Gerais
janeiro/2000	0.09	0.43	0.31	0.06	janeiro/2001	0.08	0.41	0.33	0.14
fevereiro/2000	0.10	0.37	0.37	0.10	fevereiro/2001	0.04	0.52	0.45	0.28
março/2000	0.08	0.40	0.42	0.10	março/2001	0.05	0.43	0.41	0.23
abril/2000	0.06	0.41	0.38	0.12	abril/2001	0.05	0.44	0.41	0.24
maio/2000	0.05	0.56	0.42	0.15	maio/2001	0.03	0.34	0.25	0.22
junho/2000	0.06	0.46	0.41	0.14	junho/2001	0.06	0.46	0.32	0.20
julho/2000	0.08	0.56	0.39	0.11	julho/2001	0.06	0.51	0.38	0.22
Média	0.07	0.46	0.39	0.11	Média	0.05	0.44	0.36	0.22

Nota: As áreas sombreadas referem-se às distâncias menores ou iguais que 0.1.

**Análise Descritiva da Amostra** A tabela a seguir apresenta as características da amostra que será considerada, para dois dos grupos de períodos que serão analisados (sempre um mês pré e outro pós lei), tanto em relação ao grupo de tratamento como em relação ao grupo de controle. Notamos que: (i) o salário real do grupo de controle é sempre superior ao do grupo de tratamento; (ii) as mulheres têm uma menor participação nas ocupações definidas na legislação, mas tal porcentagem se elevou no mês pós-lei; (iii) a idade média está em torno de 33 a 35 anos; (iv) o nível de escolaridade é sempre maior no grupo de controle e (v) mais de 70% destes trabalhadores estão no setor formal.

Tabela 3. Valores médios das variáveis da amostra por períodos de comparação

Variáveis	RJ				SP			
	mar00/mar01		abr00/abr01		mar00/mar01		abr00/abr01	
	mar/00	mar/01	abr/00	abr/01	mar/00	mar/01	abr/00	abr/01
Renda	634.67	625.31	656.02	673.28	834.52	873.71	827.78	838.95
Sexo	0.39	0.39	0.40	0.41	0.49	0.50	0.47	0.47
Idade	35.87	36.84	35.62	36.59	34.41	35.38	33.38	34.35
Educação	7.23	7.27	7.59	7.65	8.06	8.13	7.85	7.91
Carteira	0.75	0.78	0.77	0.80	0.76	0.77	0.76	0.80
Nº Obs.	527	527	519	519	819	819	791	791

Variáveis	RS				SP			
	jun01/ago01		jul01/set01		jun01/ago01		jul01/set01	
	jun/01	ago/01	jul/01	set/01	jun/01	ago/01	jul/01	set/01
Renda	736.21	720.88	673.95	673.94	1004.16	1003.38	891.53	901.15
Sexo	0.46	0.46	0.45	0.45	0.43	0.43	0.42	0.42
Idade	34.90	35.07	34.72	34.89	33.78	33.95	33.99	34.14
Educação	7.50	7.50	7.25	7.25	8.06	8.07	7.88	7.89
Carteira	0.82	0.82	0.81	0.83	0.72	0.73	0.72	0.72
Nº Obs.	925	925	983	983	1096	1096	1201	1201

Nota: Renda= renda deflacionada do trabalho, Sexo=0 para homem e 1 para mulher, Educação=anos de estudo, Carteira= 0 se não tem carteira assinada e 1 se tem, Nº Obs.=número de observações.

<sup>27</sup> Estimamos as densidades pelo método de kernel, em um grid de números definidos seqüencialmente de 1 a 1000, espaçados em intervalos de 1. Assim, desconsideramos os estados que tinham menos de 1000 observações. Essa exclusão foi feita porque em métodos não-paramétricas não se é apropriado realizar estimativas com amostras pequenas, devendo ter um número de observações bem acima de estimativas paramétricas e semi-paramétricas, dado que a velocidade da assintótica é bem menor para a primeira, podendo gerar resultados imprecisos.



## 5.2 Análise Descritiva da Efetividade da Lei

Destacamos agora a importância da participação das ocupações, definidas na lei, no universo de ocupados. Da tabela abaixo, observamos que em torno de 12% a 27% do total de trabalhadores no RJ e RS, respectivamente, pertencem a **alguma** das profissões definidas nas legislações estaduais. Assim, o potencial impacto na lei tenderia a afetar significativamente a distribuição salarial.

Tabela 3. Porcentagem de trabalhadores em relação ao universo total de ocupados (em %)

grupo de ocupações	Rio de Janeiro				São Paulo			
	p1rj	p2rj	p3rj	Total	p1rj	p2rj	p3rj	Total
jan/00	6.35	4.46	1.57	12.38	8.04	5.19	1.76	15.00
fev/00	6.41	4.50	1.62	12.54	7.67	5.40	1.87	14.94
mar/00	6.40	4.56	1.44	12.40	7.71	5.86	1.82	15.38
abr/00	6.46	4.26	1.35	12.06	8.01	5.85	1.88	15.75
mai/00	6.52	4.45	1.43	12.41	7.76	5.97	1.84	15.56
jun/00	6.54	4.47	1.36	12.36	7.57	5.76	1.96	15.29
jul/00	6.46	4.16	1.51	12.13	7.61	5.34	1.88	14.84
jan/01	6.02	4.57	1.52	12.12	8.13	5.48	1.85	15.46
fev/01	6.34	4.33	1.33	12.00	8.27	5.41	1.83	15.51
mar/01	6.48	4.47	1.34	12.30	7.87	5.48	1.85	15.20
abr/01	6.74	4.27	1.33	12.34	7.79	5.67	1.74	15.20
mai/01	6.82	4.12	1.46	12.40	8.05	5.37	1.94	15.36
jun/01	6.33	4.10	1.49	11.92	7.59	5.46	1.92	14.97
jul/01	5.76	4.21	1.37	11.34	8.01	5.30	1.79	15.10

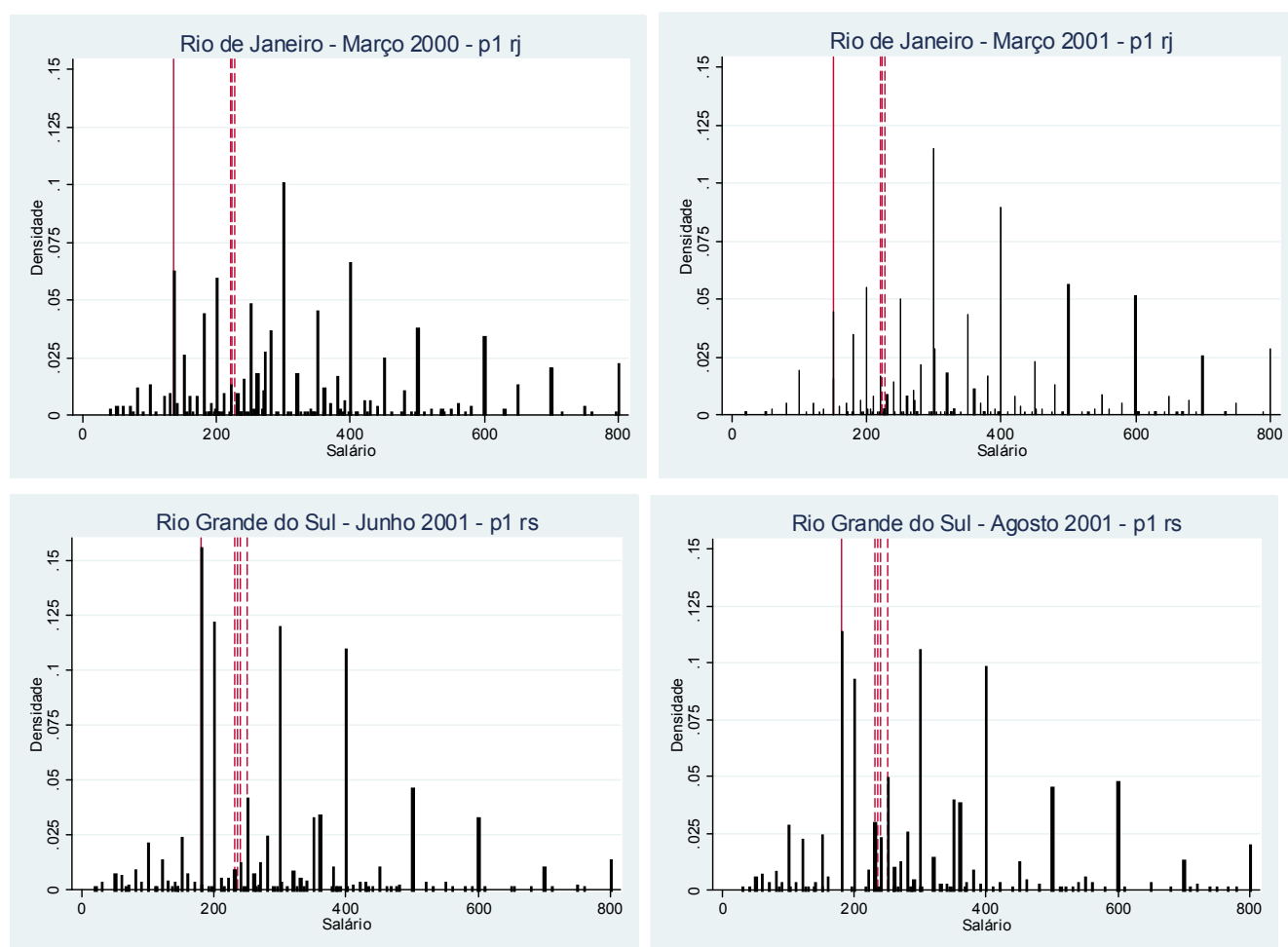
  

grupo de ocupações	Rio Grande do Sul					São Paulo				
	p1rs	p2rs	p3rs	p4rs	Total	p1rs	p2rs	p3rs	p4rs	Total
jan/00	7.68	1.58	9.03	6.43	24.71	8.82	3.45	8.91	5.70	26.88
fev/00	7.95	1.61	8.97	6.53	25.06	8.63	3.43	9.22	5.75	27.03
mar/00	7.99	1.75	9.33	6.40	25.47	8.68	3.49	9.00	6.02	27.19
abr/00	8.55	1.96	9.65	6.73	26.90	8.88	3.71	8.94	5.94	27.45
mai/00	8.36	1.88	10.07	6.42	26.73	8.44	3.82	8.85	5.79	26.90
jun/00	8.27	1.75	9.78	6.64	26.44	8.59	3.74	9.08	5.51	26.92
jul/00	8.03	1.54	9.48	6.65	25.71	8.65	3.81	9.12	5.71	27.30
jun/01	8.07	1.74	9.53	6.93	26.28	8.77	3.82	9.63	5.82	28.04
jul/01	8.06	1.55	9.51	7.10	26.22	8.92	3.57	9.56	5.88	27.93
ago/01	7.94	1.74	9.55	6.96	26.18	8.42	3.40	9.19	6.08	27.09
set/01	8.22	1.61	9.66	6.74	26.23	8.59	3.73	8.96	6.01	27.28
out/01	8.13	1.64	9.51	6.90	26.18	8.46	3.59	9.21	6.11	27.38
nov/01	8.31	1.49	9.54	6.78	26.13	8.72	3.71	8.97	5.93	27.33
dez/01	8.07	1.46	9.47	6.76	25.77	9.12	3.39	9.26	5.87	27.65

Analizamos a efetividade da lei, a priori, a partir das distribuições salariais das ocupações definidas na lei. A título de exemplificação, abaixo segue a distribuição das ocupações dos grupos p1rj e p1rs em um mês antes da implantação da lei e em um mês pós-lei<sup>28</sup>. Se a lei fosse efetiva, esperaria-se a criação de novos pontos de pressão nos pisos recém-definidos. No entanto, quando consideramos a categoria 1 das ocupações da lei do Rio de Janeiro (p1rj) composta de empregados domésticos, de limpeza, turismo, comerciários, entre outros, a concentração de massa salarial em março/2000 no nível do piso era de 1.19% passando a 1.5% em março/2001 (estas porcentagens são apresentadas na tabela 4), logo após a promulgação da lei no estado.

<sup>28</sup> A tabela 4 a seguir resume a distribuição dos rendimentos para todas ocupações em todos os meses em faixas de valores. Os demais histogramas estão no Apêndice.

Ou seja, um aumento muito pequeno. No entanto, observamos uma queda na efetividade do SM, o que pode indicar algum grau de efetividade. Para o RS, houve uma maior concentração de massa nos pisos com a promulgação da lei, passando de 0.87% em Junho/2001 para 2.8% em Agosto/2001. E aliado a isso, houve uma redução da efetividade do SM. Assim, a distribuição dos rendimentos de p1rj revelam uma pequena alteração dos pontos de pressão nos pisos salariais definidos na lei (linhas tracejadas do gráfico). A concentração de massa salarial no SM federal (linha sólida) reduziu-se após a implantação da lei, mas ainda permanece elevada. No entanto, apesar de se observar este ponto de acumulação de massa no SM federal, esta é uma condição necessária mas não suficiente para que a lei não seja efetiva. Muitos indivíduos que recebiam entre o SM e o piso poderiam ter sido afetados pela lei. Ou ainda, os indivíduos que já recebiam um pouco acima dos pisos estaduais de salário poderiam ter sofrido algum reajuste devido à lei. Este impacto é chamado de *ripple-effect* (efeito-onda) ou *spillover-effect* (Card e Krueger, 1995). Nota-se assim, uma alteração muito pequena da frequência para a 1ª categoria ocupacional do RJ (menor linha tracejada) e um aumento razoável para o RS.



As distribuições dos rendimentos para as outras classes e meses, mostram em alguns casos, que houve um aumento dos pontos de pressão nos pisos salariais definidos na lei. Apesar de

alguma evidência de efetividade da lei mostrada pelos histogramas, da tabela abaixo, esperaríamos que a efetividade do SM fosse maior para as ocupações reguladas pela lei, mas o que observamos é um nível grande de descumprimento. Nota-se que, para as categorias com valores dos pisos quebrados (por exemplo, 223 e 226 para p2rj e p3rj, respectivamente; e 230 para p2rs), percentuais iguais ou muito próximos de zero. Ou seja, uma forte evidência de não efetividade da lei.

Alguns efeitos adicionais devem ser destacados a partir da tabela abaixo. Primeiramente, observa-se um efeito de "número redondo", no qual existe uma concentração de massa salarial quando os pisos assumem valores redondos. Isso é claramente observado, por exemplo, para as ocupações do grupo p4rs, na qual o piso é de 250 e apresenta um percentual elevado (em torno de 4%), superior ao percentual do grupo p2rs, como já citado. De forma análoga vale para o RJ, cujos trabalhadores que ganham exatamente o piso de 220 do grupo p1rj apresentam porcentagem em torno de 1-2%, enquanto os do grupo p2rj e p3rj apresentam porcentagens nulas, como já citado. Este efeito é um fator problemático, para isolar o real efeito da lei. Por isso, usamos grupos de controle nas regressões, controlando-se para diversas características, afim de averiguar a efetividade da lei.

Na análise do intervalo  $w > \text{piso}$ , nota-se que para a maioria dos grupos ocupacionais, a porcentagem cresceu ou se manteve estável. Isso, pode ser algum indício de efeito-onda, que será averiguado.

Tabela 4. Frequência dos rendimentos com pontos críticos no SM e nos pisos (em %) e valor dos pisos estaduais de cada categoria

RJ	mar/00	abr/00	jan/01	fev/01	mar/01	abr/01	RS	jun/01	jul/01	ago/01	set/01
SM vigente	136	136	151	151	151	151	SM vigente	180	180	180	180
p1rj			piso=220				p1rs			piso=230	
w<sm	5.48	3.55	5.82	5.16	4.95	5.24	w<sm	10.76	10.82	11.49	9.91
w=sm	5.72	4.85	4.47	5.87	4.03	3.53	w=sm	14.73	13.38	10.66	10.41
sm<w<piso	16.57	17.38	11.1	12.79	11.52	12.64	sm<w<piso	12.98	10.63	9.73	11.91
w=piso	1.19	2.13	2.3	1.76	1.5	1.71	w=piso	0.87	1.33	2.80	2.10
w>piso	71.04	72.1	76.32	74.41	78	76.88	w>piso	60.66	63.85	65.32	65.67
Total	100	100	100	100	100	100	Total	100	100	100	100
p2rj			piso=223				p2rs			piso=235	
w<sm	7	7.23	6.18	6.96	8.24	8.51	w<sm	3.02	3.47	1.73	1.83
w=sm	2.38	3.1	0.67	1.39	1.65	1.74	w=sm	4.54	6.02	3.7	5.48
sm<w<piso	19.08	17.56	12.35	13.04	13.51	15.1	sm<w<piso	11.02	12.73	7.65	10.96
w=piso	0	0	0	0	0	0	w=piso	0	0.23	0.25	0
w>piso	71.54	72.12	80.8	78.61	76.61	74.65	w>piso	81.43	77.55	86.67	81.74
Total	100	100	100	100	100	100	Total	100	100	100	100
p3rj			piso=226				p3rs			piso=240	
w<sm	3.06	3.85	6.22	1.78	2.76	2.96	w<sm	4.46	5.56	3.84	4.15
w=sm	1.53	0.55	0.52	1.78	0.55	0.59	w=sm	4.19	4.37	3.75	3.26
sm<w<piso	7.65	5.49	5.18	4.14	7.73	9.47	sm<w<piso	7.64	6.92	7.40	6.43
w=piso	0	0	0	0	0	0	w=piso	0.55	1.09	0.67	0.69
w>piso	87.76	90.11	88.08	92.31	88.95	86.98	w>piso	83.17	82.06	84.34	85.46
Total	100	100	100	100	100	100	Total	100	100	100	100
-			-				p4rs			piso=250	
-			-				w<sm	2.59	2.68	1.98	1.86
-			-				w=sm	5.48	3.94	3.68	3.44
-			-				sm<w<piso	7.49	7.61	7.22	8.02
-			-				w=piso	4.32	2.96	4.11	4.15
-			-				w>piso	80.12	82.82	83	82.52
-			-				Total	100	100	100	100

Nota: w= salário, SM= salário mínimo, piso= piso da referida categoria.

No Apêndice estão também contidas as tabelas das frequências e das distribuições salariais para o grupos de controle (SP). Nota-se que SP apresenta frequências relativamente menores nos pisos estaduais em relação ao grupo de tratamento, bem como, na maioria dos casos, uma porcentagem também bem menor no SM. As porcentagens um pouco mais altas, em alguns casos, em SP, se deve muito mais aos números redondos dos pisos, mas, mesmo nestes casos apresentando uma frequência menor do que RJ/RS. Para rendimentos entre o SM e o piso dos dois estados, apresentam também percentuais relativamente menores. Somente para rendimentos acima do piso, a frequência de rendimentos é maior do que RJ/RS.

### 5.3 Regressões quantílicas para dados longitudinais

As regressões foram estimadas separadamente para cada estado adotante da lei (RJ e RS) e incluindo todos os grupos ocupacionais definidos nas leis destes estados, utilizando dados de painel da PME. Além disso, para este modelo, deflacionamos o rendimento dos agentes<sup>29</sup>, bem como o SM, com o intuito de isolar o efeito da inflação sobre algum possível ganho salarial. Por exemplo, estimou-se o efeito do diferencial salarial (ou seja, o *gap* entre o salário pago pelo empregador e o SM) para o RJ em relação a SP incluindo as ocupações dos três grupos profissionais definidas na lei de 2001 do RJ<sup>30</sup>. A escolha do diferencial salarial como variável dependente se deve a dois motivos: (i) se analisássemos apenas a variação do nível salarial, poderia ocorrer que, por exemplo, RJ teria uma maior variação que SP, mas devido ao aumento do SM, que seria mais efetivo no primeiro estado do que no segundo, e não devido à mudança na legislação e; (ii) o aumento considerável dos pisos frente ao SM é esperado impactar um aumento da variação do diferencial salarial maior no RJ do que em SP, caso a lei apresente algum grau de efetividade.

Em relação à metodologia adotada, ressaltamos que regressões da média condicional poderiam não captar algum possível grau de efetividade da lei para os quantis entre o SM e o piso salarial estadual; ou ainda, para pessoas que ganhem exatamente ou logo acima dos novos pisos instituídos. Assim, dado este aspecto e as características dinâmicas da base, adotamos uma abordagem de regressão quantílica para dados longitudinais, segundo Koenker (2004), o qual propôs um modelo que incorpora efeitos fixos. Assim, seja o seguinte modelo para funções quantílicas condicionais:

$$Q_{y_{it}}(\tau|x_{it}) = \alpha_i + x'_{it}\beta(\tau), i = 1, \dots, n, t = 1, \dots, T, \quad (2)$$

em que,  $\tau$  é um quantil,  $y_{it}$  é a diferença entre o salário do indivíduo  $i$  no período  $t$  e o salário mínimo do período  $t$ ,  $\alpha_i$  é o efeito fixo,  $x_{it} = [x_{1it}, x_{2it}, x_{3it}, x_{4it}, x_{5it}, x_{6it}, x_{7it}]'$  e  $\beta(\tau) = [\beta_0(\tau), \beta_1(\tau), \beta_2(\tau), \beta_3(\tau), \beta_4(\tau), \beta_5(\tau), \beta_6(\tau), \beta_7(\tau)]'$  são os vetores dos regressores e dos parâmetros, respectivamente. Os regressores considerados são:

<sup>29</sup>O índice utilizado foi o INPC com base em preços de março de 2005.

<sup>30</sup>Outro grupo de controle potencial utilizado na literatura que avalia os efeitos do SM (Card, 1995) são os indivíduos ocupados nas categorias não cobertas pela lei, mas residindo no estado de tratamento (RJ ou RS). No entanto, tanto os trabalhadores quanto seus salários são bastante particulares entre este grupo de controle e o de tratamento, ou seja, a alocação entre estes grupos de tratamento e controle tenderia a ser menos aleatória, o que implicaria em viés nas estimativas.

1.  $x_1 : \mathbf{sexo} = \begin{cases} 0, & \text{se homem} \\ 1, & \text{se mulher} \end{cases}$ ,
2.  $x_2 : \mathbf{idade}$  em anos do indivíduo,
3.  $x_3 : \mathbf{educa\c{c}\~ao}$  em anos de estudo,
4.  $x_4 : \mathbf{carteira} = \begin{cases} 0, & \text{o indiv\'duo n\~ao tem carteira assinada}^{31} \\ 1, & \text{caso contr\'rio} \end{cases}$ ,
5.  $x_5 : \mathbf{trat} = \begin{cases} 0, & \text{o indiv\'duo n\~ao pertence ao grupo de tratamento} \\ 1, & \text{caso contr\'rio} \end{cases}$ ,
6.  $x_6 : \mathbf{dmes}_t = \begin{cases} 0, & \text{para o m\~es pr\'-lei} \\ 1, & \text{para o m\~es p\'s-lei} \end{cases}$ ,
7.  $x_7 : \mathbf{trat*dmes}_t = \begin{cases} 0, & \text{se o indiv\'duo pertence ao grupo de tratamento e est\' no m\~es pr\'-lei} \\ & \text{ou se o indiv\'duo n\~ao pertence ao grupo de tratamento} \\ 1, & \text{se o indiv\'duo pertence ao grupo de tratamento e est\' no m\~es p\'s-lei} \end{cases}$ .

A \u00faltima vari\'vel representa o conhecido estimador de diferen\c{c}as em diferen\c{c}as. Ressalta-se que a vari\'vel **trat** capta se os agentes pertencem no per\'odo inicial ao seu grupo ocupacional, e no per\'odo seguinte, consideramos que eles podem ter permanecido dentro de seu grupo ocupacional, ou migraram para outro grupo ocupacional, mas este especificado na lei. O objetivo aqui \u00e9 diferente da se\c{c}\~ao posterior sobre avalia\c{c}\~ao do n\'vel de emprego, visto que queremos medir o grau de evas\~ao da lei, por parte dos empregadores, mediante a an\'lise de altera\c{c}\~ao dos s\'l\'rios dos trabalhadores dentro das ocupa\c{c}\~oes afetadas pela lei, e mais, que os mesmos tivessem permanecido dentro da lei ap\'s a mudan\c{c}a.

Ressaltamos que o termo  $\alpha_i$  \u00e9 uma fonte de varia\c{c}\~ao idiossincr\'tica do indiv\'duo que n\~ao \u00e9 observada (heterogeneidade n\~ao observada). Ou seja, o efeito fixo capta outras caracter\'sticas do indiv\'duo que n\~ao s\~ao observ\'veis, mas que certamente tem impacto no seu n\'vel salarial. Como exemplo destas caracter\'sticas podemos citar as habilidades cognitivas (relacionadas \u00e0 racionalidade como intelig\~encia) e n\~ao-cognitivas (caracter\'sticas comportamentais e de sociabilidade como perseveran\c{c}a, dedica\c{c}\~ao e simpatia) (Hausman e Taylor, 1981). Al\u00e9m disso,  $\alpha_i$  \u00e9 independente dos quantis, ou seja,  $\alpha_i(\tau) \equiv \alpha_i$  \u00e9 um efeito de desloca\c{c}\~ao de posi\c{c}\~ao puro (*location shift effect*) na distribui\c{c}\~ao de  $y$ , sendo constante para cada valor de  $\tau$ . Esta hip\'tese \u00e9 adotada por Koenker (2004) pois o n\'mero de observa\c{c}\~oes para cada indiv\'duo,  $T$ , \u00e9 muito pequeno (no nosso caso,  $T = 2$ ). Assim, n\~ao \u00e9 vi\'vel estimar a mudan\c{c}a distribucional de  $\alpha$  para cada indiv\'duo que seja dependente do quantil  $\tau$ .

Assim, para inferir o modelo (2) para diversos quantis simultaneamente, consideramos os estimadores que resolvem o seguinte problema penalizado (Koenker, 2004):

$$\min_{(\alpha, \beta)} \sum_{k=1}^q \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^n w_k \rho_{\tau_k} (y_{it} - \alpha_i - x'_{it} \beta(\tau_k)) + \lambda \sum_{i=1}^n |\alpha_i|. \quad (3)$$

em que  $\rho_\tau(u) = u(1 - I(u < 0))$  é uma função ponderação linear *piecewise*,  $u$  o resíduo e  $I()$  uma função indicador conforme Koenker e Basset (1978)<sup>32</sup>. O termo  $\lambda$  é um parâmetro *shrinkage*, o qual penaliza o efeito fixo  $\alpha$  na função objetivo, caso este se distancie de um valor comum (no nosso caso seria zero, ou seja, conforme a equação acima seria  $\lambda \sum_{i=1}^n |\alpha_i - 0|$ ). Esta classe de estimadores penalizados, através do  $\lambda$ , melhora a performance não apenas do efeito fixo, mas também melhora a performance da estimativa do  $\beta$  em termos de variabilidade (Koenker, 2004 e 2005). Este parâmetro  $\lambda$  pode ser escolhido no intervalo de  $(0, \infty)$ , mas, segundo Koenker (2004) e Lamarche (2007), sua escolha permanece ainda como um problema em aberto nesta literatura<sup>33</sup>.

Os pesos  $w_k$  ponderam o efeito relativo de cada um dos  $q$  quantis  $\{\tau_1, \dots, \tau_q\}$  na estimação dos parâmetros. Adotaremos pesos constantes iguais a  $1/q$  (Lamarche, 2007), e estimaremos os quantis 0.05 a 0.95, em intervalos espaçados de 0.05. Assim,  $q = 19$ .

Ressaltamos que outra vantagem da regressão quantílica é que ela é robusta a *outliers*, sendo, portanto, menos sensível a presença de valores discrepantes, em relação à regressão de média condicional.

**Erros Padrões** Para obter os erros padrões decidimos utilizar uma técnica de reamostragem baseada em um *bootstrap* para dados em painel<sup>34</sup>. Assim, nos basearemos na estratégia de Lamarche (2007), que utiliza um *bootstrap* de painel descrito em Cameron e Trivedi (2005, p. 708), mas aplicado para regressões quantílicas. Assim, procuramos minimizar o erro padrão médio baseado em (Lamarche, 2007, p.9):

$$g(\lambda) = \frac{1}{q} \sum_{t=1}^T \left( \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B \left( \hat{\beta}_{7b}(\tau_j, \lambda) - \bar{\beta}_{7b}(\tau_j, \lambda) \right)^2 \right)^{1/2}, \quad (4)$$

em que,  $\bar{\beta}_{7b}(\tau_j, \lambda) = \frac{\sum_{b=1}^B \hat{\beta}_{7b}(\tau_j, \lambda)}{B}$  é a média sobre as  $B$  estimativas de bootstrap de  $\beta_7$  (estimador diferenças em diferenças). O *bootstrap* para painel é feito através da reamostragem com reposição **sobre a unidade de *cross-section* ( $i$ )**, ou seja, a reamostragem é sobre os dados  $\{(y_i, x_i), i = 1, \dots, n\}$ . Assim, teremos, segundo Cameron e Trivedi (2005) um total de  $B$  *pseudo-amostras* e para cada uma inferimos através de (3) o estimador  $\hat{\beta}_{7b}$ . Assim, as estimativas (4) do erro padrão médio são feitas para um *grid* de valores de  $\lambda$ , de 0.1 até 3, de 0.1 em 0.1. Após obter estas estimativas, aproximamos-as através de uma função ( $\hat{g}(\lambda)$ ) *spline* de

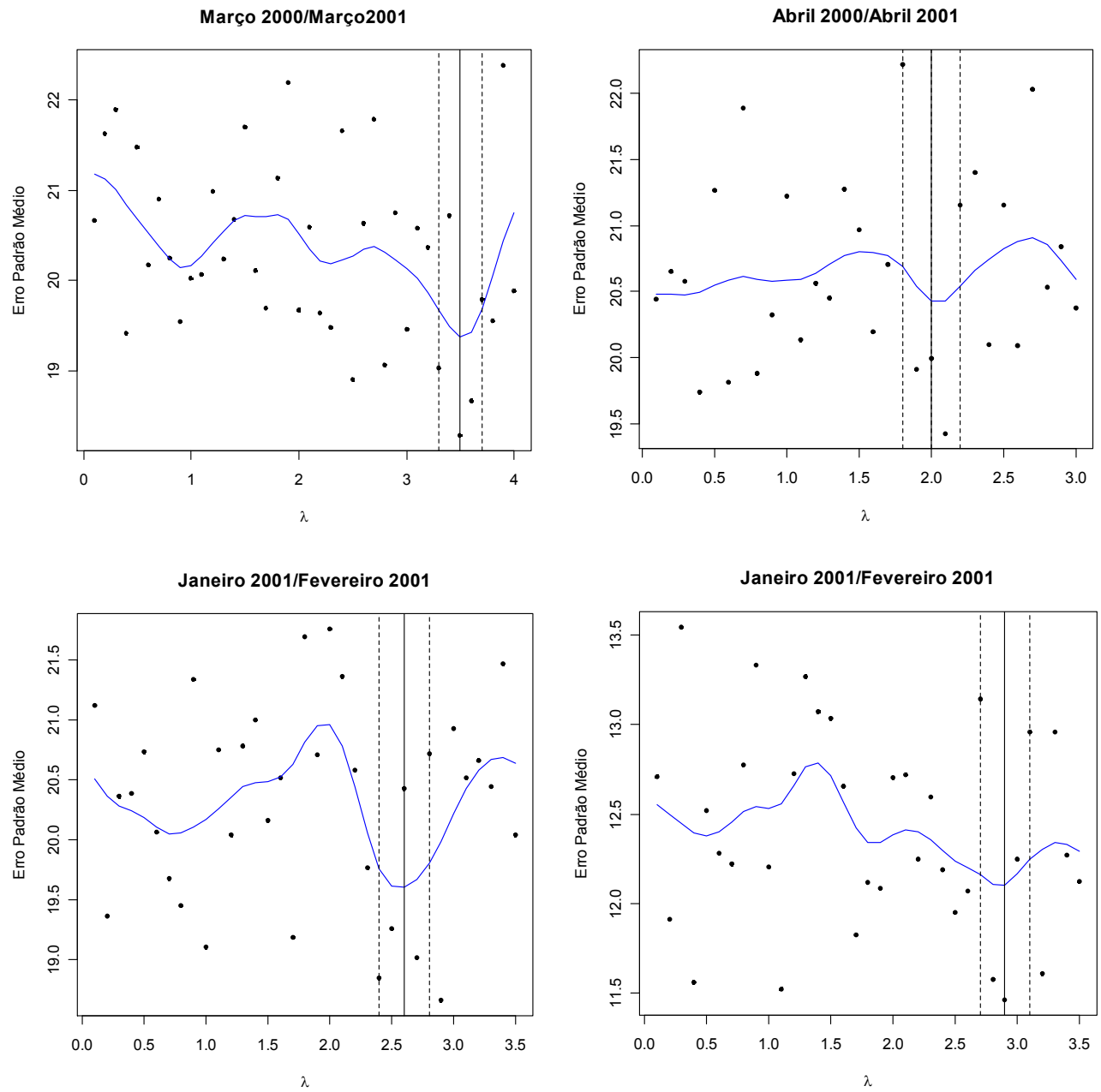
<sup>32</sup>Note da equação (3) que se  $\lambda \rightarrow 0$ , reduziremos o estimador penalizado ao estimador de efeitos fixos. Agora, quando  $\lambda \rightarrow \infty$  então  $\hat{\alpha}_i \rightarrow 0$ , ou seja, uma estimativa de um modelo sem controlar para efeitos fixos (Koenker, 2004 e 2005). Assim,  $\alpha$  e  $\beta$  pertencem a uma classe mais geral de estimadores, chamados estimadores de penalização.

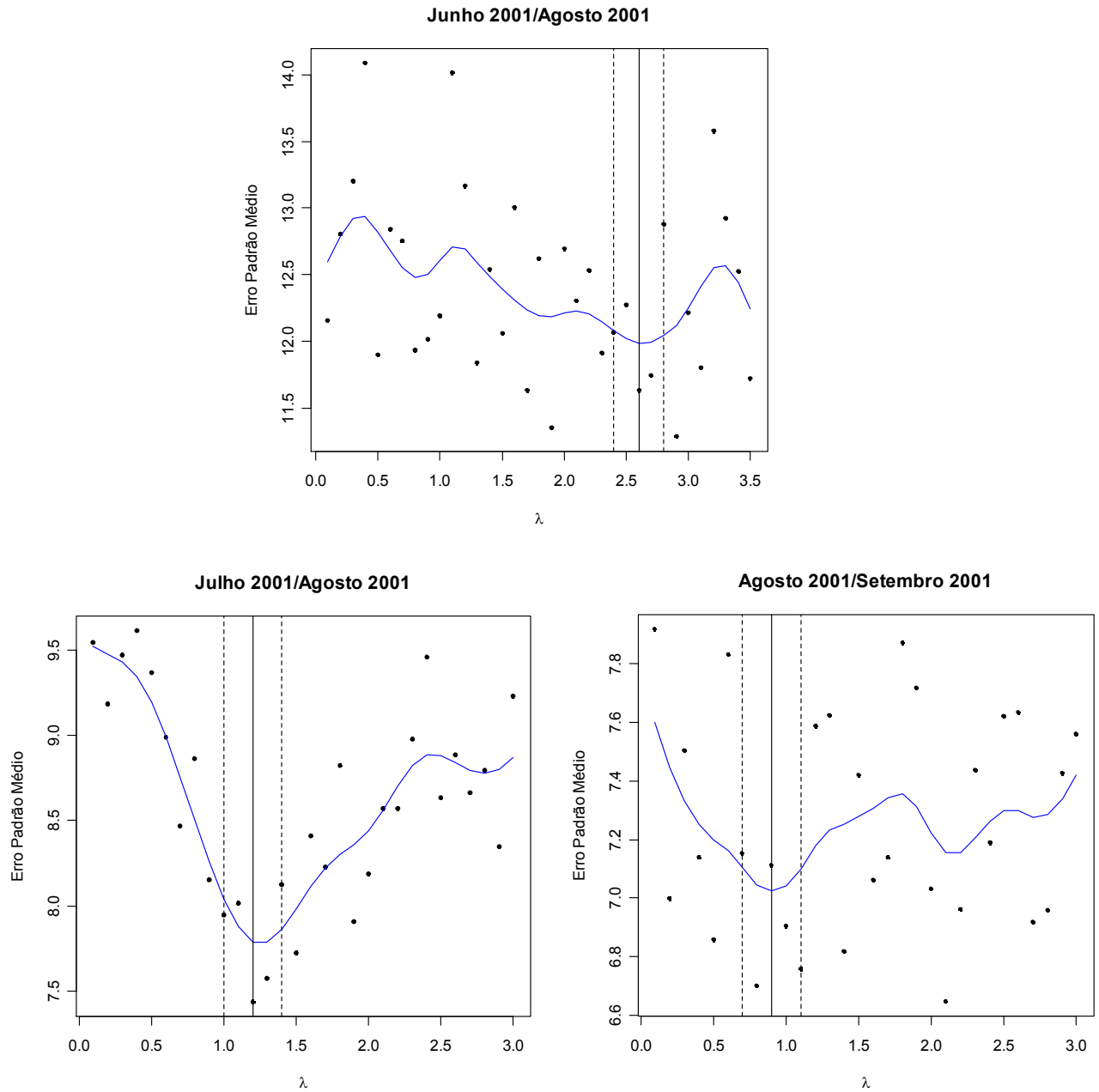
<sup>33</sup>Lamarche (2006, apud Lamarche, 2007) mostra que, sob certas condições de regularidade, os estimadores do vetor  $\beta(\tau, \lambda)$  são assintoticamente não viesados e gaussianos. Assim, como o estimador é não-viesado, o  $\lambda$  ótimo ( $\lambda^*$ ) é o que minimiza a variância assintótica. Se  $\alpha \sim N(0, \sigma_\alpha)$  e  $u \sim N(0, \sigma_u)$ , tal que  $\alpha$  e  $u$  são independentes entre si, então  $\lambda^* = \sigma_u / \sigma_\alpha$  (Koenker, 2004 e 2005). No entanto, este é um problema em aberto, como apontado, pois a estimação da própria matriz de variância assintótica depende da escolha de  $\lambda$ .

<sup>34</sup>Como mencionado anteriormente, este é ainda um problema em aberto na literatura pois a estimação da matriz de covariância assintótica deve levar em consideração a seleção do  $\lambda$ .

alisamento cúbica (*cubic smoothing spline*). Os gráficos a seguir mostram as estimativas desta função  $\hat{g}(\lambda)$ .

Painel. Erro Padrão Médio e Perfil estimado através da função *spline*





Os erros padrões médios foram obtidos após 100 replicações de *bootstrap* para dados em painel. A linha vertical contínua refere-se ao valor mínimo do  $\lambda$  (ótimo) no qual minimizamos o erro padrão médio. As linhas tracejadas referem-se a uma vizinhança de 0.2 em torno do  $\lambda$  ótimo. Assim, tomamos o menor  $\lambda$  em torno desta vizinhança, denotado por  $\lambda^*$ , como feito também por Lamarche (2007). Estes valores são:

RJ	Mar 2000/Mar 2001	Abr 2000/Abr 2001	Jan 2001/Fev 2001	Jan 2001/Fev 2001
$\lambda^*$	3.5	2.1	2.4	2.9
RS	Jun 2001/Ago 2001	Jul 2001/Ago 2001	Jul 2001/Set 2001	Ago 2001/Set 2001
$\lambda^*$	2.6	1.2		0.8



### 5.3.1 Resultados

Os gráficos a seguir apresentam o coeficiente de diferenças em diferenças estimado ( $\hat{\beta}_7(\tau, \lambda^*)$ ) através de (3) para o  $\lambda^*$  selecionado acima, em função dos quantis (0.05 a 0.95, em intervalos espaçados de 0.05). Os resultados dos estados de RJ e o RS são comparados com os de São Paulo (SP). Ressaltamos que os quantis de renda que são teoricamente mais afetados pela lei (*binding*) situam-se entre 0.05 e 0.25 para as ocupações do Rio de Janeiro, e entre 0.05 e 0.3 para as ocupações do RS, pois este intervalo abrange os agentes que recebem entre o SM e um pouco acima do maior piso estadual, **nos dois anos**, conforme tabelas A2 e A3 do Apêndice.

**Rio de Janeiro** Observamos do gráfico abaixo que quando comparamos RJ com SP, de março de 2000 para março de 2001<sup>35</sup>, houve um aumento do diferencial salarial não significativo em favor de SP em quase todos quantis. Ou seja, a diferença dos rendimentos dos agentes em relação ao SM federal teve um aumento estatisticamente não-significativo maior em SP do que no RJ, nos quantis especificados. Comparando abril de 2000 com abril de 2001 observamos um aumento muito pequeno mas não significativo em favor do RJ nos quantis *binding* de 0.1 a 0.25. Comparando janeiro com fevereiro de 2001 observa-se efeitos positivos e significativos nos quantis 0.2 e 0.25, mas o efeito da lei estaria um pouco obscurecido devido ao aumento salarial oriundo do décimo-terceiro captado neste período. Comparando fevereiro com março de 2001, já observa-se efeitos positivos mas estatisticamente nulos, agora com menor impacto do efeito do acréscimo salarial do décimo-terceiro.

Estes resultados mostram que: (i) a maioria dos períodos comparados apresenta o efeito de um *gap* maior em favor do RJ, mas estatisticamente nulo, principalmente nos quantis *binding*; (ii) o único efeito positivo significativo em favor do RJ é oriundo do efeito do décimo-terceiro salário que o trabalhador recebe em dezembro/janeiro e; (iii) para os quantis mais elevados, com exceção dos períodos de comparação Janeiro 2001/Fevereiro 2001 (efeito décimo-terceiro) o efeito é estatisticamente nulo, não caracterizando o chamado "efeito-onda".

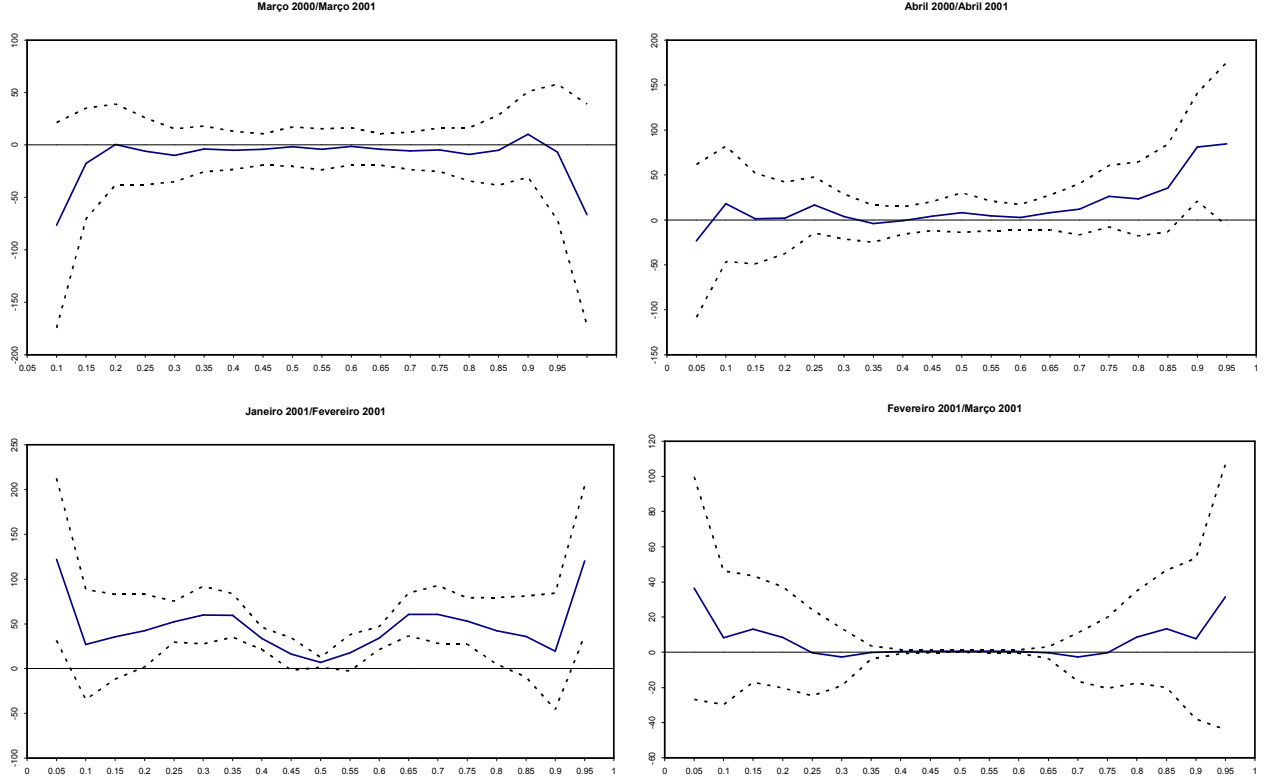
Painel 3. Estimativas<sup>36</sup> do coeficiente de diferenças em diferenças do estimador (3) do RJ<sup>37</sup>

---

<sup>35</sup>Vale ressaltar que reportamos os meses nos quais foram realizados a pesquisa da PME. Mas os rendimentos efetivamente recebidos pelos trabalhadores referem-se sempre ao mês anterior. Então, o salário imputado pela pesquisa no mês de março refere-se ao salário recebido no mês de fevereiro.

<sup>36</sup>Nestes gráficos das estimativas das regressões quantílicas estão incluídos o intervalo de confiança (linha tracejada) a 95%. A linha contínua é o valor de  $\beta_7(\tau, \lambda^*)$  por quantil.

<sup>37</sup>O número de observações das regressões variou de 2620 a 3170.



**Rio Grande do Sul** Para o Rio Grande do Sul, observa-se para todas datas base e final um efeito estatisticamente não significativo. Como para o RJ, observa-se que o efeito é nulo e para o período que passaria a vigorar mais efetivamente a lei (Julho 2001/Setembro 2001) observa-se um efeito positivo mas não significativo nos quantis *binding* de 0.2 a 0.3.

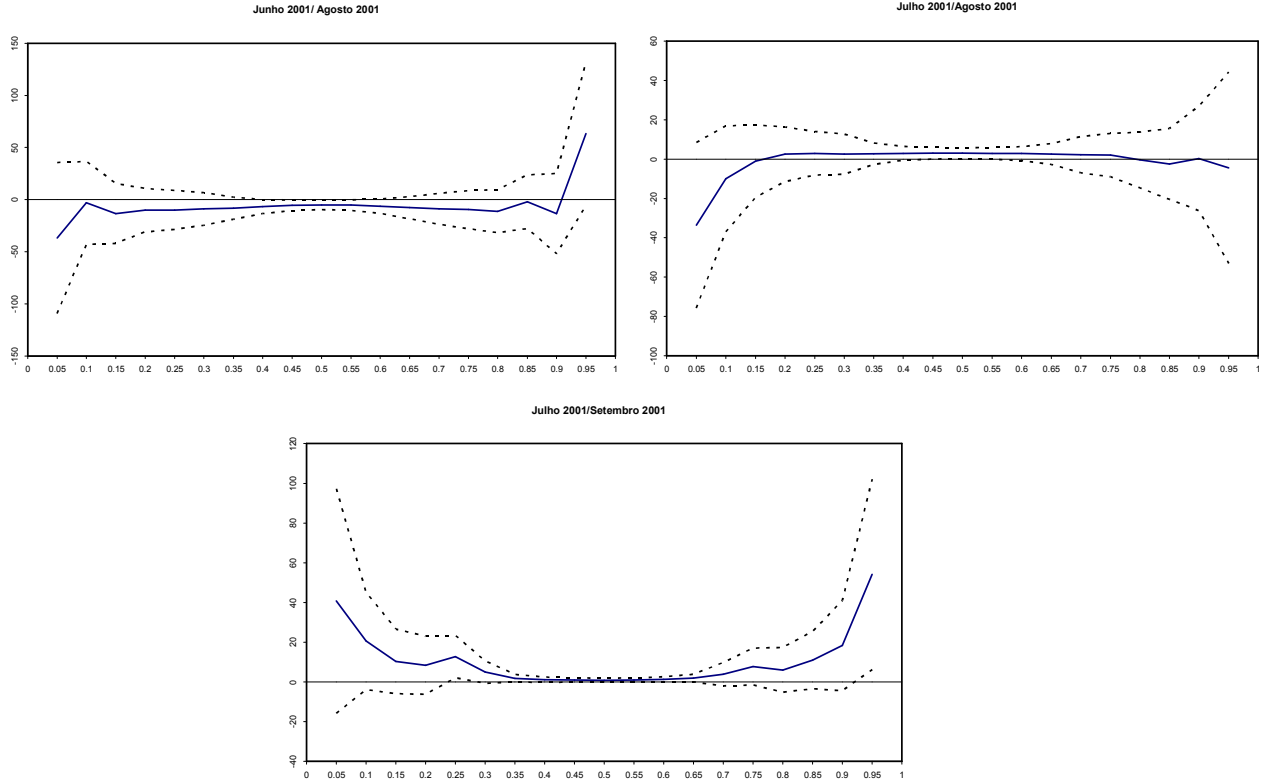
Assim, ressalta-se que, junho2001/agosto2001 provavelmente não consegue captar efeitos da lei, bem como julho2001/agosto2001. Isso porque o período final refere-se a rendimentos de julho de 2001 e a lei provavelmente foi efetiva a partir de agosto, no qual a PME capta os rendimentos deste mês a partir de setembro. Estes gráficos foram plotados por dois motivos: (i) para se medir os efeitos da passagem pré para pós-lei e; (ii) para captar alguma expectativa de antecipação por parte dos empregadores em relação à fixação da nova legislação. Este critério é mais factível para o RS, pois a fixação de seus pisos foram no meio do ano, abstraindo-se de efeitos de SM e décimo-terceiro.

E por fim, como observado para o RJ, para os quantis mais altos, o efeito é também não significativo, sem evidência do "efeito-onda".

Painel 4. Estimativas<sup>38</sup> do coeficiente de diferenças em diferenças do estimador (3) do RS<sup>39</sup>

<sup>38</sup>Nestes gráficos das estimativas das regressões quantílicas estão incluídos o intervalo de confiança (linha tracejada) a 95%. A linha contínua é o valor de  $\beta_7(\tau, \lambda^*)$  por quantil.

<sup>39</sup>O número de observações das regressões variou de 4042 a 6764.



Assim, a evidência da PME, comparando 2000/2001, ou seja o primeiro ano da legislação, evidencia que houve um efeito da lei estatisticamente nulo não apenas nos quantis *binding* mas em todos quantis, na maioria dos períodos analisados. Se a lei fosse totalmente efetiva, esperaria-se, que este aumento fosse estatisticamente maior e significativo nos estados de tratamento (RJ e RS). Para alguns períodos, o efeito foi chegou a ser positivo, mas não significativo. E dado este resultado, o "efeito-onda" foi nulo.

Portanto, a evidência apontada pelas regressões quantílicas, através da PME, corrobora a suspeita inicial de falha parcial da lei. Aliás, o nível de descumprimento é elevado, visto que o impacto é positivo em alguns casos, mas sempre estatisticamente nulo na distribuição de salários. Afim de corroborar tal suspeita, analisamos o impacto de tal lei no nível de emprego. Segundo o modelo de equilíbrio geral de Yaniv (2006), o nível salarial deveria ter se reduzido, ou seja, um aumento do diferencial salarial a favor do grupo de controle. Assim, a evidência apresentada nesta subseção indica, segundo a figura 1, que as curvas de oferta e demanda tiveram um deslocamento praticamente nulo. Mesmo nesse caso, segundo Yaniv (2006) e os outros modelos teóricos apresentados na subseção 2.1, dever-se-ia esperar um impacto nulo no emprego. Portanto, a seção seguinte realiza esta análise.

## 5.4 Impacto sobre o nível de emprego

Nesta seção analisamos o impacto sobre o nível de emprego, para o grupo de tratamento, incluindo apenas as pessoas que são empregadas em uma das categorias profissionais abrangidas pelas leis estaduais e cujo **salário na data base era maior do que o SM federal e menor**

do que o piso salarial; ou seja, consideramos no grupo de tratamento apenas os quantis *binding*.

#### 5.4.1 Modelo Econométrico Diferenças em Diferenças

Na especificação do modelo, consideramos como variável dependente o *status* ocupacional do indivíduo  $i$  no tempo  $t$ . Ressaltamos que consideramos no período inicial apenas os trabalhadores que estavam empregados em ocupações definidas pela lei. Assim, este *status* ocupacional foi definido de tal forma a captar o impacto da legislação na passagem de indivíduos empregados no setor formal ou informal destas ocupações para o estado de desemprego e; do setor formal para o setor informal ou desemprego. Destacamos que a segunda mudança pode ocorrer pois as firmas evitariam a legislação simplesmente migrando para o setor desregulado da economia, ou, os trabalhadores, devido à alguma demissão pela imposição dos pisos, poderiam buscar re-colocação no mercado de trabalho informal nas mesmas ocupações da lei (Card, 1995). Assim, o modelo a ser estimado, terá duas especificações, definido como:

$$\begin{aligned} emp_{k,i,t} &= \alpha_1 + \alpha_2 \cdot sexo_{i,t} + \alpha_3 \cdot idade_{i,t} + \alpha_4 \cdot escol_{i,t} + \alpha_5 \cdot trat_{i,t} + \alpha_{6t} + c_i + u_{i,t}, \quad (5) \\ \text{com } t &= 0, 1 \text{ e } k = 1, 2, \end{aligned}$$

em que,

$$1. emp_{1,i,t} = \begin{cases} 0, & \text{se o indivíduo } i \text{ está empregado no setor formal ou informal em } t \\ 1, & \text{se o indivíduo } i \text{ está desempregado (mas pertencente a PEA) em } t \end{cases},$$

$$2. emp_{2,i,t} = \begin{cases} 0, & \text{se o indivíduo } i \text{ está empregado no setor formal em } t \\ 1, & \text{se o indivíduo } i \text{ está empregado no setor informal ou desempregado} \\ & \text{(mas pertencente a PEA) em } t \end{cases},$$

$$3. sexo_{i,t} = \begin{cases} 0, & \text{se o indivíduo } i \text{ é homem em } t \\ 1, & \text{se o indivíduo } i \text{ é mulher em } t \end{cases},$$

4.  $idade_i$  = idade do indivíduo  $i$  no tempo  $t$  medida em anos,

5.  $escol_{i,t}$  = escolaridade do indivíduo  $i$  no tempo  $t$  medida em grau de ensino concluído (fundamental, médio, superior ou pós-superior),

$$6. trat_{i,t} = \begin{cases} 0, & \text{se o indivíduo } i \text{ pertence ao grupo de controle} \\ 1, & \text{se o indivíduo } i \text{ pertence ao grupo de tratamento} \end{cases}.$$

As variáveis explicativas se referem unicamente a características observadas do indivíduo (sexo, idade e escolaridade) e uma variável dummy que identifica se a pessoa pertence ao grupo de controle ou grupo de tratamento (RJ ou RS).

Além disso, incluímos um termo de efeito fixo ( $c_i$ ) para captar outras características do indivíduo que não são observáveis, conforme já discutido na subseção anterior. Inclui-se também um efeito temporal ( $\alpha_{6t}$ ), devido a algum fator comum entre os estados, mas que se alterou de um período para outro.

Mais especificamente, em relação à variável  $trat_{i,t}$ , esta recebe valor zero se pertence ao grupo de controle (SP) em  $t$  e está empregado em alguma das ocupações definidas na lei do RJ e RS. Como todos nos períodos anteriores a lei estão no grupo de controle, recebem valor zero e consideramos apenas os empregados neste período. Passando para o período após a promulgação da lei, temos que os agentes podem passar para os seguintes estados da natureza: permanecer empregado na mesma categoria profissional definida na lei, passar para outra categoria profissional definida na lei, passar para alguma ocupação não definida na lei ou ficar desempregado. E a variável recebe valor um no período pós-lei para os agentes do grupo de tratamento (RJ e RS) e zero para o do grupo de controle (SP).

Uma forma de estimar o parâmetro de interesse  $\alpha_5$  é empilhar os dados de *cross section* dos dois período e usar o método de mínimos quadrados ordinários. Mas para produzir estimativas consistentes, deveríamos assumir que  $c_i$  não é correlacionado com  $trat_{i,t}$ , visto que o termo errático pode ser escrito como  $v_{it} = c_i + u_{it}$ . Não basta garantir a não correlação em relação a  $u_{it}$ , pois se for com  $c_i$  o estimador será viesado e inconsistente (Hausman e Taylor, 1981). Assim, se diferenciarmos,  $c_i$  sumirá. Ao fazermos a primeira diferença na regressão acima, obtemos:

$$\begin{aligned} \Delta emp_{k,i,t} &= \alpha_2 \cdot \Delta sexo_{i,t} + \alpha_3 \cdot \Delta idade_{i,t} \\ &\quad + \alpha_4 \cdot \Delta escol_{i,t} + \alpha_5 \cdot \Delta trat_{i,t} + \Delta \alpha_{6t} + \Delta u_{i,t} \\ &= (\alpha_3 + \alpha_7) + \alpha_5 \cdot \Delta trat_{i,t} + \Delta u_{i,t} \\ \text{com } t &= 1 \text{ e } k = 1, 2 \end{aligned} \tag{6}$$

Então a variável  $\Delta tratamento_{i,t}$  é uma variável dummy com valor 1 se o indivíduo mora no RJ ou RS e que vale 0 se a pessoa mora em SP, de forma que o estimador de  $\alpha_5$  é o conhecido estimador de diferenças em diferenças. Além disto, a variável  $sexo$  não muda ao longo do tempo e assim desaparece. Ressalta-se que poucas pessoas (ocupadas no período anterior à promulgação da lei nas profissões definidas na lei) mudaram de escolaridade de um ano para o outro, então a variável  $\Delta escol$  foi excluída da estimação pois apresentou-se não significativa, em uma primeira inferência. Em relação à variável  $idade$ , nota-se que: (i) quando os períodos base e final são próximos, sua variação é aproximadamente nula e o coeficiente  $\alpha_3$  não faz parte do intercepto; (ii) caso os períodos sejam espaçados de um ano para outro, todos mudam um ano de idade e assim  $\alpha_3$  faz parte do intercepto. E por fim  $\alpha_7 = \Delta \alpha_{6t} = \alpha_{6_2} - \alpha_{6_1}$ .

Uma das hipóteses assumidas aqui é uma versão da exogeneidade estrita (Wooldridge, 2002): que  $\Delta u_i$  seja não correlacionada com  $\Delta trat_i$ . Ou seja, com exceção da lei, nenhum fator relativo aos estados tenham se alterado diferentemente entre a data base e a data final. Ressaltamos também que, estimamos a matriz de variância através do estimador de White (1980) produzindo erros padrões robustos à heterocedasticidade dos resíduos.

**Resultados** Nesta seção apresentamos os resultados do modelo de diferenças em diferenças. As estimativas foram realizadas para um conjunto de datas base e final, ao qual fazemos referência no título de cada tabela. Como as leis estaduais diferem em termos de data de implantação, os conjuntos de datas base e final são específicos para cada estado. A escolha das datas foi

realizada com o intuito de isolar os efeitos do piso salarial estadual do aumento do SM nacional que ocorreu em maio de 2000 e maio de 2001. Além disso, para o caso do RJ, em que a lei estadual é válida a partir de 1 de janeiro de 2001, evitamos utilizar o mês de janeiro e fevereiro, pois a informação de rendimento de trabalho disponível na PME é o rendimento efetivo do trabalho no mês anterior incluindo extras, de forma que nos meses iniciais do ano o rendimento inclui o décimo terceiro para algumas pessoas e não para outras, o que faz com que a definição de grupo de tratamento e grupo de controle seja enganosa, ou não representativa para esta análise de impacto no emprego<sup>40</sup>. Os grupos de controle utilizados foram o estado de SP e os trabalhadores do próprio estado a ser analisado que recebe entre 1.5 e 3 pisos da respectiva categoria profissional a que pertence definida na lei.

A seguir apresentamos as tabelas com os resultados da regressão do modelo diferenças em diferenças descrito na equação (6). Analisando primeiramente, o efeito da variável tratamento (Dif-em-Dif) sobre a transição de empregado formal ou informal para desempregado, observamos que todos os coeficientes são estatisticamente não significativos, com exceção de um coeficiente que foi significativo a um nível de 10%. Observando a transição de empregado formal para informal ou desempregado, observamos que a maioria dos coeficientes são estatisticamente iguais a zero.

Tabela 7..Estimativas diferenças em diferenças ( $\alpha_6$ ) da regressão (6) sobre a transição de empregado formal ou informal para desempregado segundo data base e data final

<b>Rio de Janeiro</b>		Base:mar00/Final:mar01		Base:abr00/Final:abr01		Base:jan01/Final:fev01		Base:fev00/Final:mar01	
Controle	Coeficientes	Coeficiente	Efeito Marginal	Coeficiente	Efeito Marginal	Coeficiente	Efeito Marginal	Coeficiente	Efeito Marginal
	Dif-em-Dif	-0.1421	-0.0203	-0.4531**	-0.0654**	-0.6634	-0.0347	-0.3097	-0.0182
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.2356</i>	<i>0.0343</i>	<i>0.2358</i>	<i>0.0348</i>	<i>0.4550</i>	<i>0.0261</i>	<i>0.3833</i>	<i>0.0234</i>
	Constante	-1.3623*	-	-1.2053*	-	-1.7116*	-	-1.8081*	-
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1752</i>	-	<i>0.1546</i>	-	<i>0.2670</i>	-	<i>0.2579</i>	-
São Paulo	Wald chi2(1)	0.36	3.69	3.69	2.13	2.13	0.65	0.65	0.65
	Prob > chi2	0.5464	0.0547	0.0547	0.1449	0.1449	0.4191	0.4191	0.4191
	Pseudo R2	0.0027	0.0270	0.0270	0.0611	0.0611	0.0142	0.0142	0.0142
	Nº Observações	255	258	258	183	183	202	202	202
	Dif-em-Dif	0.3216	0.0316	0.2162	0.0182	0.0264	0.0006	0.0687	0.0687
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.2211</i>	<i>0.0228</i>	<i>0.2354</i>	<i>0.0208</i>	<i>0.4494</i>	<i>0.0105</i>	<i>0.3443</i>	<i>0.3443</i>
	Constante	-1.8400*	-	-1.8747*	-	-2.4015*	-	-2.1865*	-
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1560</i>	-	<i>0.1540</i>	-	<i>0.2580</i>	-	<i>0.1957</i>	-
Entre 1.5p e 3p	Wald chi2(1)	2.12	0.84	0.84	<0.01	<0.01	0.04	0.04	0.04
	Prob > chi2	0.1458	0.3583	0.3583	0.9531	0.9531	0.8419	0.8419	0.8419
	Pseudo R2	0.0145	0.0065	0.0065	0.0001	0.0001	0.0006	0.0006	0.0006
	Nº Observações	398	407	407	359	359	395	395	395

<b>Rio Grande do Sul</b>		Base:jun01/Final:ago01		Base:jul01/Final:ago01		Base:jul01/Final:set01		Base:ago01/Final:set01	
Controle	Coeficientes	Coeficiente	Efeito Marginal	Coeficiente	Efeito Marginal	Coeficiente	Efeito Marginal	Coeficiente	Efeito Marginal
	Dif-em-Dif	-0.1765	-0.0146	-0.3324	-0.0276	-0.1040	-0.0100	0.1771	0.0085
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.2861</i>	<i>0.0244</i>	<i>0.2891</i>	<i>0.0249</i>	<i>0.3304</i>	<i>0.0322</i>	<i>0.2963</i>	<i>0.0140</i>
	Constante	-1.6862*	-	-1.6111*	-	-1.6325*	-	-2.1497*	-
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.2086</i>	-	<i>0.1957</i>	-	<i>0.2380</i>	-	<i>0.2288</i>	-
São Paulo	Wald chi2(1)	0.38	1.32	1.32	0.10	0.10	0.36	0.36	0.36
	Prob > chi2	0.5373	0.2502	0.2502	0.7531	0.7531	0.5500	0.5500	0.5500
	Pseudo R2	0.0045	0.0158	0.0158	0.0015	0.0015	0.0047	0.0047	0.0047
	Nº Observações	269	266	266	175	175	396	396	396
	Dif-em-Dif	0.0864	0.0056	0.1962	0.0098	0.5604**	0.0304	0.3784	0.0149
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.2414</i>	<i>0.0162</i>	<i>0.2504</i>	<i>0.0139</i>	<i>0.2966</i>	<i>0.02091</i>	<i>0.2508</i>	<i>0.0115</i>
	Constante	-1.9491*	-	-2.1397*	-	-2.2969*	-	-2.3509*	-
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1415</i>	-	<i>0.1325</i>	-	<i>0.1887</i>	-	<i>0.1657</i>	-
Entre 1.5p e 3p	Wald chi2(1)	0.13	0.61	0.61	3.57	3.57	2.28	2.28	2.28
	Prob > chi2	0.7205	0.4334	0.4334	0.0588	0.0588	0.1314	0.1314	0.1314
	Pseudo R2	0.0010	0.0046	0.0046	0.0422	0.0422	0.0210	0.0210	0.0210
	Nº Observações	511	710	710	467	467	740	740	740

Nota: \* Rejeita hipótese nula a 5%, \*\* Rejeita hipótese nula a 10%, *Desvio-Padrão em itálico*

<sup>40</sup>No entanto, elas foram estimadas também e o resultado não difere das outras bases de dados conforme as tabelas a seguir.

Tabela 8..Estimativas diferenças em diferenças ( $\alpha_6$ ) da regressão (6) sobre a transição de empregado formal para empregado informal ou desempregado segundo data base e data final

<b>Rio de Janeiro</b>		Base:mar00/Final:mar01		Base:abr00/Final:abr01		Base:jan01/Final:fev01		Base:fev00/Final:mar01	
Controle	Coeficientes								
	Dif-em-Dif	-0.2204	-0.0646	-0.0013	-0.0004	-0.4847**	-0.0835**	-0.1773	-0.0290
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1788</i>	<i>0.0531</i>	<i>0.1791</i>	<i>0.0504</i>	<i>0.2633</i>	<i>0.0481</i>	<i>0.2505</i>	<i>0.0416</i>
	Constante	-0.6745*		-0.8354*		-1.0584*		-1.2487*	
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1339</i>		<i>0.1338</i>		<i>0.1865</i>		<i>0.1829</i>	
	Wald chi2(1)	1.52		<0.01		3.39		0.50	
	Prob > chi2	0.2178		0.9942		0.0657		0.4789	
	Pseudo R2	0.0058		0.0000		0.0303		0.0041	
	Nº Observações	255		258		183		202	
São Paulo	Dif-em-Dif	0.2478	0.0588	0.323*	0.0798*	-0.2731	-0.0406	-0.0392	-0.0058
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1577</i>	<i>0.0384</i>	<i>0.1554</i>	<i>0.0391</i>	<i>0.2151</i>	<i>0.0297</i>	<i>0.2024</i>	<i>0.0297</i>
	Constante	-1.1427*		-1.1667*		-1.2700*		-1.3870*	
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1041</i>		<i>0.0999</i>		<i>0.1087</i>		<i>0.1085</i>	
	Wald chi2(1)	2.47		4.51		1.61		0.04	
	Prob > chi2	0.1161		0.0337		0.2043		0.8466	
	Pseudo R2	0.0075		0.0131		0.0078		0.0002	
	Nº Observações	388		407		359		395	
<b>Rio Grande do Sul</b>		Base:jun01/Final:ago01		Base:jul01/Final:ago01		Base:jul01/Final:set01		Base:ago01/Final:set01	
Controle	Coeficientes								
	Dif-em-Dif	0.0267	0.0069	-0.1992	-0.0438	-0.2440	-0.0508	0.0239	0.0036
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1829</i>	<i>0.0475</i>	<i>0.1943</i>	<i>0.0434</i>	<i>0.2442</i>	<i>0.0514</i>	<i>0.1834</i>	<i>0.0274</i>
	Constante	-0.9373*		-0.9915*		-1.0200*		-1.4122*	
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1416</i>		<i>0.1425</i>		<i>0.1728</i>		<i>0.1331</i>	
	Wald chi2(1)	0.02		1.05		1.00		0.02	
	Prob > chi2	0.8841		0.3053		0.3176		0.8963	
	Pseudo R2	0.0001		0.0050		0.0076		0.0001	
	Nº Observações	269		266.0000		175.0000			
São Paulo	Dif-em-Dif	0.4058*	0.0872*	0.2578**	0.0431	0.251045	0.1013	0.1671	0.0226
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.1484</i>	<i>0.0342</i>	<i>0.1540</i>	<i>0.02818</i>	<i>0.1998</i>	<i>0.0382279</i>	<i>0.1528</i>	<i>0.0218</i>
	Constante	-1.3164*		-1.4485*		-1.5152*		-1.5554*	
	<i>Desvio-Padrão</i>	<i>0.0930</i>		<i>0.0794</i>		<i>0.0335</i>		<i>0.0864</i>	
	Wald chi2(1)	7.48		2.8000		1.58		1.2000	
	Prob > chi2	0.0062		0.0941		0.209		0.2741	
	Pseudo R2	0.0196		0.0067		0.0063		0.0033	
	Nº Observações	511		710		467		740	
Entre 1.5p e 3p	Dif-em-Dif								
	<i>Desvio-Padrão</i>								
	Constante								
	<i>Desvio-Padrão</i>								
	Wald chi2(1)								
	Prob > chi2								
	Pseudo R2								
	Nº Observações								

Nota: \* Rejeita hipótese nula a 5%, \*\* Rejeita hipótese nula a 10%, *Desvio-Padrão em itálico*

Assim, para a maioria das regressões efetuadas, o efeito do tratamento é estatisticamente não significativo a um nível de significância de 5%. Este resultado indica que a mudança da legislação não teve impacto no status ocupacional dos indivíduos, isto é, estatisticamente identificamos que, em indivíduos que inicialmente pertenciam ao mercado formal ou informal, a mudança na legislação não causou uma maior probabilidade de transferência para o desemprego, bem como de transições do segmento formal para o informal ou para o desemprego.

Porém, a metodologia de diferenças em diferenças não é válida se as diferenças entre o grupo de tratamento e o grupo de controle não for apenas a causada por diferentes marcos legais. Poder-se-ia argumentar que fatores relativos aos estados tenham se alterado diferentemente entre a data base e a data final o que pode causar um problema de variáveis omitidas na regressão. Um indicativo disto seria o baixo valor das estatísticas  $t$ . Entretanto, poucas regressões apresentaram um valor para a estatística  $t$  muito baixo. Assim, o impacto sobre o nível de emprego foi nulo, pela imposição da lei.

Mas aqui levanta-se uma suspeita. Este impacto poderia estar mais de acordo com modelos de monopsonio. No entanto, este modelo parte da hipótese de cumprimento total à lei do SM, e assim prevê um aumento no nível salarial e simultaneamente um aumento (não-redução) no nível de emprego, dado um aumento pequeno no SM (Card e Krueger, 1995, 1994; Card, 1992a, 1992b e Katz e Krueger, 1992). No entanto, essas evidências não se aplicam pois: (i) conforme descrito na subseção anterior, obtivemos um impacto nulo da lei sobre o diferencial salarial e; (ii)

verificamos, a partir da Tabela 1, que os pisos estaduais salariais proporcionaram um aumento relativo significativo em relação ao SM. Para o RJ, que adotou em janeiro de 2001, o SM que vigorava era de 151, enquanto seus pisos variaram de 220 a 226, um aumento de quase 50%. Já o RS, quando efetivou sua lei estadual, o SM já era de 180 e seus pisos variaram de 230 a 250, ou seja um aumento de mais de 25% para o menor piso e de quase 40% para o maior piso. Assim, esta evidência de nulidade no nível do emprego, frente à imposição dos pisos estaduais, nos leva a crer, como evidência adicional às já apresentadas, que a lei tem um baixo grau de efetividade. Neste caso, não temos uma evidência de falha do modelo de concorrência perfeita.

Vale ressaltar que, como fator adicional, caso a lei fosse altamente efetiva esperaríamos uma queda do nível de emprego, dado a predominância do modelo de concorrência perfeita em relação ao efeito do SM para o Brasil (Neri e Moura, 2006).

## 5.5 Discussão

As evidências obtidas de um efeito estatisticamente nulo, tanto no nível salarial como no nível de emprego, implica que o nível de efetividade da lei é muito baixo. Podemos afirmar então que, o alto descumprimento à legislação pelas firmas é uma consequência da baixa efetividade da lei empregada pelas autoridades. Esta efetividade foi definida na seção 2.1 como  $\lambda k$ , em que  $\lambda$  é a probabilidade de se pegar e punir um empregador violador da lei e;  $k$  é a penalidade definida pela legislação. Assim, no caso da legislação aqui avaliada,  $\lambda k$  provavelmente está muito próximo de zero. Ou seja, o custo efetivo (esperado) de se descumprir com a lei que um empregador se depara é muito baixo, devido, provavelmente, à uma combinação de baixa fiscalização (implicando em uma baixa probabilidade  $[\lambda]$  de se punir o empregador) e reduzida multa ( $k$ ). Segundo o modelo de Yaniv (2006), apresentado na seção 2.1, se a efetividade fosse positiva, esperaria-se uma queda no nível salarial do mercado do RJ, mas sem alterações no nível de emprego. Mas, como  $\lambda k$  está muito próximo de zero, o salário de mercado não se altera. E segundo a Figura 1, não existe um deslocamento das curvas de oferta e demanda, e com isso o nível salarial se manteria em  $w_0$ .

Outro aspecto, citado na revisão de literatura, que retomamos brevemente é que o grande aumento proporcionado pelos pisos, frente ao SM, poderia gerar dois efeitos opostos: (i) um maior incentivo ao descumprimento, pois o ganho do subpagamento é maior que o custo esperado (AS; Chang e Ehrlich, 1985; Yaniv, 1998) e (ii) uma maior probabilidade dos trabalhadores denunciarem os empregadores (Yaniv, 1998). Mas, segundo nossas evidências, o primeiro efeito é predominante, devido à baixa efetividade da lei.

Outro motivo a ser destacado é que a lei tem um nível baixo de efetividade devido ao alto índice de desemprego quando da fixação dos pisos, pois aumenta o medo dos empregados denunciarem, pois se perderem o emprego, a probabilidade de recolocação no mercado é menor<sup>41</sup>.

---

<sup>41</sup> Apesar da denúncia ser anônima no Brasil, os empregadores após serem punidos a ressarcirem o atraso de pagamento pela fiscalização terão uma maior probabilidade de demitir os trabalhadores quanto menor o tamanho de sua firma e maior a rotatividade da mão-de-obra do setor da economia no qual está inserido.



## 6 Conclusão

Em 2000, o governo federal fixou uma nova lei que permitiu as Unidades Federativas fixarem pisos salariais acima do SM. Os estados do Rio de Janeiro e do Rio Grande do Sul adotaram essa lei, a partir de 2001. A nova lei fornece um experimento útil ao reajustar de maneira diferenciada entre estados e grupos profissionais oferecendo uma fonte de variabilidade potencialmente exógena para estimação dos seus impactos. Outra vantagem é isolar os efeitos de mudanças de um preço mínimo sobre a demanda de trabalho dos impactos fiscais exercidos pelo SM no contexto brasileiro. Listamos a seguir as principais evidências empíricas encontradas acerca dos impactos da nova lei sobre o mercado de trabalho: (iii) analisando os resultados das regressões sobre o diferencial salarial, averiguamos um alto índice de evasão da lei por parte das firmas, visto que RJ e RS apresentam uma variação estatisticamente nula do diferencial salarial em relação à SP, principalmente nos quantis *binding*; (iv) a lei dos pisos regionais gerou impactos não-significativos no emprego, o que pode ser visto como uma evidência adicional da baixa efetividade da lei. Assim, uma interpretação é que a lei não é efetiva, no sentido de não impor custos às firmas que a descumprem.

Ressaltamos que mudanças no SM e em particular nos pisos estaduais impactam na distribuição de rendimentos do trabalho, são importantes para efeitos de formulação de políticas econômicas. A lei dos pisos estaduais tem sido debatida como um avanço na política salarial destinada aos trabalhadores da ativa. O que verificamos é que a lei é pouco efetiva. Esse resultado poderia ser direcionado aos gestores de política afim de alterar a lei federal que permitiu os estados esta fixação, aos governadores estaduais afim de definirem uma multa explícita nas leis estaduais ou ainda, impor uma maior fiscalização aos agentes privados. Em relação a esse último aspecto, dada a existência de uma fiscalização não efetiva, esta têm gerado custos para a economia, visto que as autoridades estaduais estão consumindo recursos em um monitoramento inócuo.

Em suma, a nova lei de pisos salariais regionais que poderia proporcionar um ganho, tanto em termos de graus de liberdade das finanças públicas como em termos de uma política salarial mais eficaz voltada para os trabalhadores da ativa, apresenta-se com alto grau de descumprimento e pouco efetiva.

## Referências

- [1] Ashenfelter, O. e R. S. Smith (1979). Compliance with the Minimum Wage Law. The Journal of Political Economy, 87(2): 333-350.
- [2] Albrecht, J. e Bo Axel (1984). An Equilibrium Model of Search Unemployment. Journal of Political Economy, 92(5): 824-40.
- [3] Bell, L (1997). The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia. Journal of Economic Literature, 15(3): S102-S135.

- [4] Brown, C (1988). Minimum Wage Laws: Are They Overrated?. *Journal of Economic Perspectives*, 2(3): 133-46.
- [5] Brown, C. e C. Gilroy, A. Kohen (1982). The Effects of the Minimum Wage On Employment and Unemployment". *Journal of Economic Literature*, 20(2): 487-582.
- [6] Burdett, K. D. T. Mortensen (1989). Equilibrium wage Differentials and Employer Size. Northwestern Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science Working Paper 860.
- [7] Card, D (1992a). Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage. *Industrial Labor and Relations Review*, 46(1): 22-37.
- [8] ———. (1992b). Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-1989. *Industrial Labor and Relations Review*, 46(1): 38-54.
- [9] Card, D. e A. Krueger (1994). Minimum Wages and Employment: a Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, 84(4): 772-93.
- [10] ——— (1995). *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wages*, Princeton University Press.
- [11] Chang, Y-M e I. Ehrlich (1985). On the Economics of Compliance with the Minimum Wage Law. *Journal of Political Economy*, 93(1):84-91.
- [12] Dickens, R. e A. Manning (2004). Spikes and Spill-Overs: The Impact of the National Minimum Wage on the Wage Distribution in a Low-Wage Sector. *The Economic Journal*, 114: C95-C101.
- [13] Eckstein, Z. e K. Wolpin (1990). Estimating a Market Equilibrium Search Model from Panel Data on Individuals. *Econometrica*, 58(4): 783-808.
- [14] Flug, K. e N. Kasir (1993). Compliance with the Minimum Wage Law: The case of Israel. *International Conference on Economic Analysis of Low Pay and the Effects of Minimum Wages*, France.
- [15] Gindling, T. H. e K. Terrell (1995). The Nature of Minimum Wages and Their Effectiveness as a Wage Floor in Costa Rica, 1976-91. *World Development*, 23(8): 1439-1458.
- [16] Grenier, G. (1982). On Compliance with the Minimum Wage Law. *Journal of Political Economy*, 90(1):184-187.
- [17] Hausman, J. A. e W. Taylor (1981). Panel Data and unobservable individual effects. *Econometrica*, 49(6): 1377-1398.
- [18] Katz, L. e A. Krueger (1992). The Effects of the Minimum Wage on the Fast-Food Industry. *Industrial Labor and Relations Review*, 46(1): 6-2.

- [19] Koenker, R. e G. Basset (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*. 46: 33-49.
- [20] ————— (1982). Robust tests for heteroscedasticity based on regression quantiles. *Econometrica* 50(1): 43-61.
- [21] Koenker, R. (2004) Quantile Regression for Longitudinal Data. *Journal of Multivariate Analysis*, 91: 74-89.
- [22] —————. (2005). *Quantile Regression*. New York: Cambridge University Press.
- [23] Lamarche, C. (2007). Voucher Program Incentives and Schooling Performance in Colombia: A Quantile Regression for Panel-Data Approach, preprint, University of Oklahoma.
- [24] —————. (2006). Robust Penalized Quantile Regression Estimation for Panel Data, preprint, University of Oklahoma.
- [25] Lott, J. R. e R. D. Roberts (1995). The Expected Penalty for Committing a Crime: An Analysis of Minimum Wage Violations. *The Journal of Human Resources*, 30(2): 397-408.
- [26] Neri, Marcelo, Gustavo Gonzaga e José Márcio Camargo (2000). Efeitos Informais do Salário Mínimo e Pobreza. Texto para Discussão n<sup>o</sup> 724, Ipea.
- [27] —————. (1999). Distribuição Regional da Efetividade do Salário Mínimo no Brasil, *Nova Economia*, 9(2): 9-38.
- [28] Neri, M. e Rodrigo L. de Moura (2006). La institucionalidad del salario mínimo en Brasil. In Andrés Marinakis and Jacobo Velasco, editors, *Para qué sirve el salario mínimo? Elementos para su determinación en los países del Cono Sur*, OIT, p 105-158.
- [29] Neumark, D. e W. Wascher (1992). Employment Effects of minimum and subminimum wage: panel data on state minimum wage laws. *Industrial Labor and Relations Review*, 46(1): 55-81.
- [30] Silverman, B. W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London: Chapman & Hall.
- [31] Squire, L. e S. Suthiwart-Narueput. The Impact of Labor Market Regulations. *World Bank Economic Review*, 11(1): 119-143.
- [32] Stewart, M. B. (2004). The Impact of the Introduction of the U.K. Minimum Wage on the Employment Probabilities of Low-Wage Workers. *Journal of the European Economic Association*, 2(1): 67-97.
- [33] Weil, D. (2005). Public Enforcement/Private Monitoring: Evaluating a New Approach to Regulating the Minimum Wage. *Industrial and Labor Relations Review*, 58(2): 238-257.
- [34] White, H. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48: 817-838.

- [35] Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.
- [36] Yaniv, G.. (2001). Minimum Wage Noncompliance and the Employment Decision. *Journal of Labor Economics*, 19(3):596-603.
- [37] ————. (2004a). Minimum Wage Compliance and the Labor Demand Curve. *Journal of Economic Education*, 35(3):290-294.
- [38] ————. (2004b). Minimum Wage Noncompliance and the Sub-Minimum Wage Rate. *Economics Bulletin*, 10(9):1-7.
- [39] ————. (2006). On the Employment Effect of Noncompliance with the minimum wage law. *International Review of Law and Economics*, 26(4): 557-564.
- [40] Yaniv, G., Y, Awad, R. Cohen e Y. Shaul (1998). Noncompliance with the Minimum Wage Law in Israel: An Empirical Investigation. Paper presented at the 2<sup>th</sup> International Research Conference on Social Security, Jerusalem.

## 7 Apêndice

### 7.1 Lei Complementar nº 103 - de 14 de julho de 2000 - DOU de 17/07/2000

Autoriza os Estados e o Distrito Federal a instituir o piso salarial a que se refere o inciso V do art. 7º da Constituição Federal, por aplicação do disposto no parágrafo único do seu art. 22.

O Presidente da República

Faço saber que o Congresso Nacional decreta e eu sanciono a seguinte Lei Complementar:

Art. 1º

Art. 1º Os Estados e o Distrito Federal ficam autorizados a instituir, mediante lei de iniciativa do Poder Executivo, o piso salarial de que trata o inciso V do art. 7º da Constituição Federal para os empregados que não tenham piso salarial definido em lei federal, convenção ou acordo coletivo de trabalho.

§ 1º A autorização de que trata este artigo não poderá ser exercida:

I – no segundo semestre do ano em que se verificar eleição para os cargos de Governador dos Estados e do Distrito Federal e de Deputados Estaduais e Distritais;

II – em relação à remuneração de servidores públicos municipais.

§ 2º O piso salarial a que se refere o caput poderá ser estendido aos empregados domésticos.

Art. 2º Esta Lei Complementar entra em vigor na data de sua publicação.

### 7.2 Categorias profissionais abrangidas pela lei estadual do RJ

#### 7.2.1 Janeiro/2001

I - R\$ 220,00 - Para empregados domésticos; cozinheiros, garçons e bar-men; lavadeiros e tintureiros; secretárias, datilógrafos e estenógrafos; administradores e capatazes de explorações

agropecuárias e florestais; trabalhadores da agricultura e da pecuária; trabalhadores florestais; pescadores; operadores de máquinas e implementos de agricultura, pecuária e exploração florestal; empregados de comércio; trabalhadores de serviços de administração, conservação, manutenção, limpeza de edifícios, empresas comerciais, indústria, áreas verdes e logradouros públicos; trabalhadores de serviços de higiene, saúde, embelezamento; mensageiros; trabalhadores de serviços de proteção e segurança; trabalhadores de serviços de turismo e hospedagem e serventes.

II - R\$ 223,00 - Para trabalhadores de minas e pedreiras e sondadores; trabalhadores de tratamento da madeira e de fabricação de papel e papelão; fiandeiros, tecelões e tingidores; trabalhadores de curtimento; trabalhadores de preparação de alimentos; trabalhadores de costura e estofadores; trabalhadores da fabricação de calçados e artefatos de couro; cortadores, polidores e gravadores de pedras; encanadores, soldadores, chapeadores, caldeireiros e montadores de estruturas metálicas; vidreiros e ceramistas; trabalhadores de fabricação de produtos de borracha e plástico; confeccionadores de produtos de papel e papelão; pintores; trabalhadores da confecção de instrumentos musicais e produtos de vime e de derivados de minerais não metálicos; trabalhadores da movimentação e manipulação de mercadorias e materiais, operadores de máquinas de construção civil e mineração; condutores de veículos de transporte e trabalhadores assemelhados e pedreiros.

III - R\$ 226,00 - Para mestres, contramestres, supervisores de produção e manutenção industrial; operadores de instalações de processamentos químicos; marceneiros e operadores de máquinas de lavar madeira; trabalhadores de usinagem de metais; ajustadores mecânicos, montadores e mecânicos de máquinas, veículos e instrumentos de precisão; eletricista e eletrônicos; operadores de estações de rádio e televisão e de equipamentos de sonorização e projeções cinematográficas; joalheiros e ourives e trabalhadores de artes gráficas.

### **7.3 Categorias profissionais abrangidas pela lei estadual do RS**

#### **7.3.1 Julho/2001**

I – de R\$ 230 para os seguintes trabalhadores:

- na agricultura e na pecuária
- nas indústrias extrativas;
- em empresas de pesca;
- empregados domésticos;
- em turismo e hospitalidade;
- nas indústrias da construção civil;
- nas indústrias de instrumentos musicais e brinquedos;
- em estabelecimentos hípicas;

II – de R\$ 235 para os seguintes trabalhadores:

- nas indústrias do vestuário e do calçado;
- nas indústrias de fiação e tecelagem;
- nas indústrias de artefatos de couro;
- nas indústrias do papel, papelão e curtia;

em empresas distribuidoras e vendedoras de jornais e revistas e empregados em bancas, vendedores ambulantes de jornais e revistas;

empregados da administração das empresas proprietárias de jornais e revistas;

empregados em estabelecimento de serviços de saúde.

III – de R\$ 240 para os seguintes trabalhadores:

nas indústrias do mobiliário;

nas indústrias químicas farmacêuticas;

nas indústrias cinematográficas;

nas indústrias da alimentação;

empregados no comércio em geral;

empregados de agentes autônomos do comércio.

IV – de R\$ 250 para os seguintes trabalhadores:

nas indústrias metalúrgicas mecânicas e de materiais elétricos;

nas indústrias gráficas;

nas indústrias de vidros, cristais, espelhos, cerâmica de louça e porcelana;

nas indústrias de artefatos de borracha;

em empresas de seguro privado e capitalização e de agentes autônomos e de seguros privados

em edifícios ,condomínios residenciais , comerciais e similares

nas indústrias de joalheria e lapidação de pedras preciosas.

## **7.4 Estatísticas descritivas**

Tabela A1.Frequência dos rendimentos do grupo de controle (SP) com pontos críticos no SM e nos pisos estaduais (RJ/RS) para as ocupações definidas nas leis estaduais do RJ e RS

grupos RJ	mar/00	abr/00	jan/01	fev/01	mar/01	abr/01	grupos RS	jun/01	jul/01	ago/01	set/01
SM vigente	136	136	151	151	151	151	SM vigente	180	180	180	180
p1rj	piso=220						p1rs	piso=230			
w<sm	2.84	2.96	2.9	4.2	3.92	3.5	w<sm	12.33	13.24	11.01	9.99
w=sm	1.79	1.48	0.88	0.86	1.41	0.81	w=sm	4.03	5.43	4.35	4.92
sm<w<piso	8.69	8.79	4.42	6.3	5.81	6.19	sm<w<piso	9.38	9.87	9.74	11.03
w=piso	0.65	0.39	0.32	0.62	0.86	0.24	w=piso	0.16	0.38	0.55	0.52
w>piso	86.04	86.38	91.47	88.02	87.99	89.24	w>piso	74.11	71.08	74.35	73.55
Total	100	100	100	100	100	100	Total	100	100	100	100
p2rj	piso=223						p2rs	piso=235			
w<sm	8.7	9	8.34	9.98	9.28	8.19	w<sm	5.24	5.51	3.97	3.05
w=sm	1.49	0.21	1.29	1.26	1.02	1.11	w=sm	2.45	2.76	3.25	2.29
sm<w<piso	15.82	16.53	9.4	9.4	10.29	9.29	sm<w<piso	2.8	5.51	6.5	5.34
w=piso	0	0	0	0	0	0	w=piso	0	0	0	0
w>piso	73.99	74.26	80.96	79.36	79.41	81.42	w>piso	89.51	86.22	86.28	89.31
Total	100	100	100	100	100	100	Total	100	100	100	99.99
p3rj	piso=226						p3rs	piso=240			
w<sm	3.75	4.59	3.14	4.64	3.34	4.32	w<sm	5.83	5.07	6.07	5.99
w=sm	1.37	0.66	0.35	0.33	1	0.72	w=sm	1.32	2.13	2.6	2.41
sm<w<piso	9.22	8.52	5.23	4.3	10.03	7.55	sm<w<piso	4.04	4.8	5.54	5.08
w=piso	0	0	0	0	0	0	w=piso	0.4	0.4	0.27	0.26
w>piso	85.67	86.23	91.29	90.73	85.62	87.41	w>piso	88.41	87.59	85.51	86.25
Total	100	100	100	100	100	100	Total	100	100	100	100
-	-	-	-	-	-	-	p4rs	piso=250			
-	-	-	-	-	-	-	w<sm	2.13	2.22	1.34	1.74
-	-	-	-	-	-	-	w=sm	2.93	2.47	2.14	1.65
-	-	-	-	-	-	-	sm<w<piso	5.41	5.12	4.19	4.39
-	-	-	-	-	-	-	w=piso	3.01	3.07	3.03	2.47
-	-	-	-	-	-	-	w>piso	86.52	87.12	89.31	89.75
-	-	-	-	-	-	-	Total	100	100	100	100

Nota: w= salário, SM= salário mínimo, piso= piso da referida categoria.

Tabela A2.Percentis e Média dos rendimentos das ocupações do RJ\*

Períodos Analisados	março/2000-março/2001				abril/2000-abril/2001				janeiro/2001-fevereiro/2001				fevereiro/2001-março/2001			
	março/2000		março/2001		abril/2000		abril/2001		janeiro/2001		fevereiro/2001		fevereiro/2001		março/2001	
	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP	RJ	SP
média	635	835	625	874	656	828	673	839	748	954	650	802	641	813	640	795
percentil																
1	106	100	150	82	120	100	150	150	131	110	100	100	101	100	139	100
5	136	160	151	200	136	180	151	200	151	190	151	180	151	151	151	180
10	160	220	200	250	170	200	180	250	180	250	171	230	180	200	180	210
15	182	250	200	300	200	250	200	300	200	300	200	250	200	250	200	250
20	200	300	250	300	202	300	250	300	220	300	215	300	220	300	226	300
25	240	300	265	350	250	300	270	300	250	340	240	300	250	300	250	300
30	250	300	280	350	260	300	300	350	280	350	260	320	260	320	280	350
50	300	400	350	470	340	400	380	450	377	500	350	400	350	400	350	400
75	450	660	500	700	500	600	600	700	600	800	505	700	500	650	500	600
95	1000	1300	900	1500	1000	1200	1000	1500	1285	1540	1000	1200	1000	1256	1000	1256

Nota: (\*) As áreas sombreadas referem-se aos quantis binding (salário entre o SM e um pouco acima do maior piso do RJ (R\$226))

A renda média está em termos reais para fins de comparação entre os estados.. Mas os quantis estão em termos nominais (que não diferem se estivessem em termos reais) para facilitar com a comparação dos valores do SM e pisos dados na tabela 1.

Tabela A3.Percentis e Média dos rendimentos das ocupações do RS\*

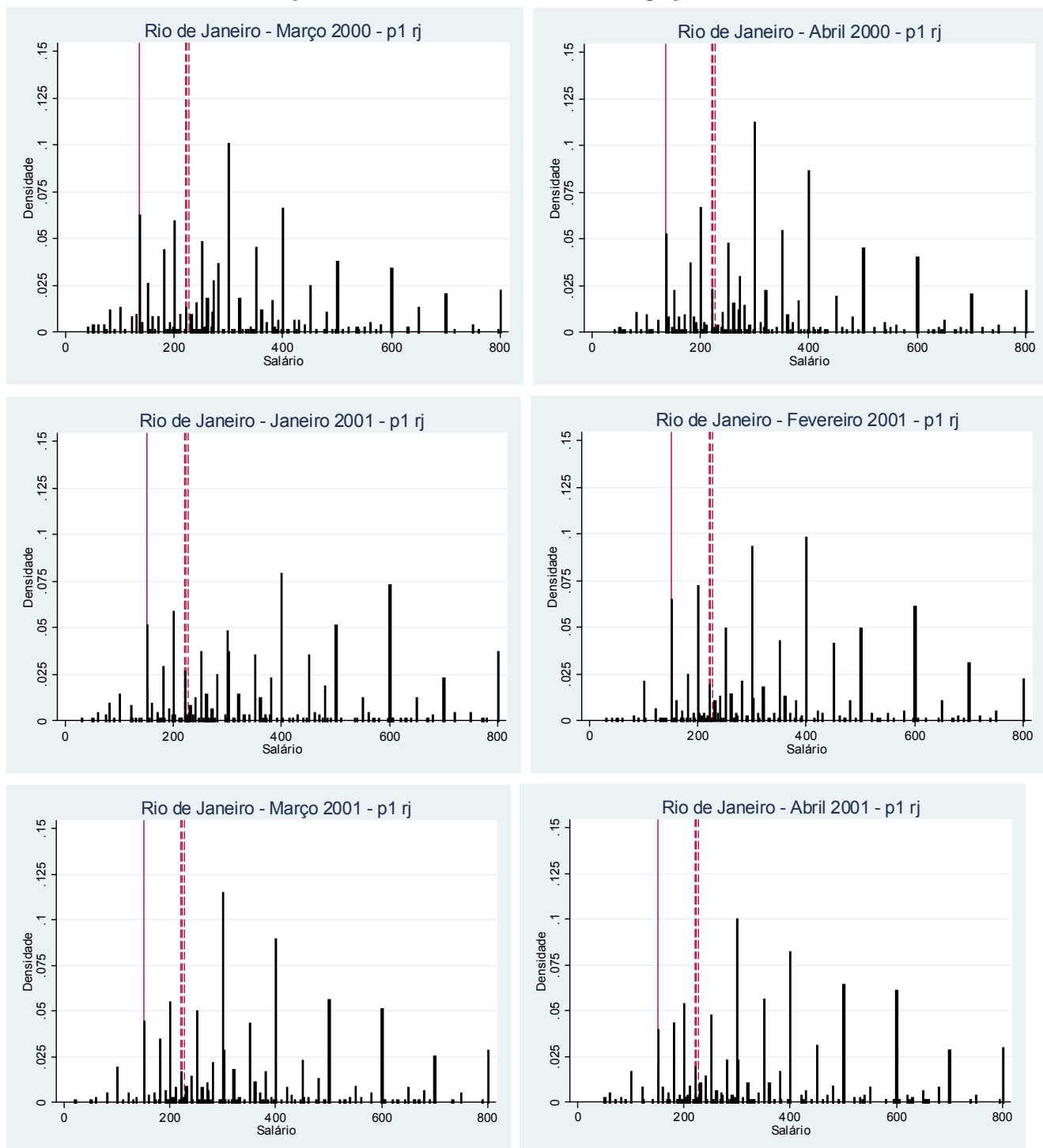
Períodos Analisados	junho/2001-agosto/2001				julho/2001-agosto/2001				julho/2001-setembro/2001				agosto/2001-setembro/2001			
	junho/2001		agosto/2001		julho/2001		agosto/2001		julho/2001		setembro/2001		agosto/2001		setembro/2001	
	RS	SP	RS	SP	RS	SP	RS	SP	RS	SP	RS	SP	RS	SP	RS	SP
média	736	1004	721	1003	688	925	690	929	674	892	674	901	685	912	684	907
percentil																
1	100	105	100	100	90	100	100	100	98	100	100	100	100	100	100	100
5	180	180	180	190	180	180	180	180	180	180	180	180	180	180	180	180
10	180	220	180	250	180	200	180	200	180	200	200	200	200	200	200	200
15	200	250	220	280	200	250	220	250	200	250	230	250	230	250	230	250
20	240	300	250	300	230	290	250	300	240	280	250	300	250	300	250	300
25	250	300	251	300	250	300	250	300	250	300	250	300	250	300	256	300
30	280	343	280	350	276	300	280	320	280	300	280	330	280	320	280	320
50	350	400	350	411	350	400	350	400	350	400	350	400	350	400	350	400
75	520	700	500	700	500	650	500	681	500	600	500	650	500	630	500	600
95	1500	2000	1500	2000	1359	2000	1394	2000	1300	1800	1340	1800	1270	2000	1300	2000

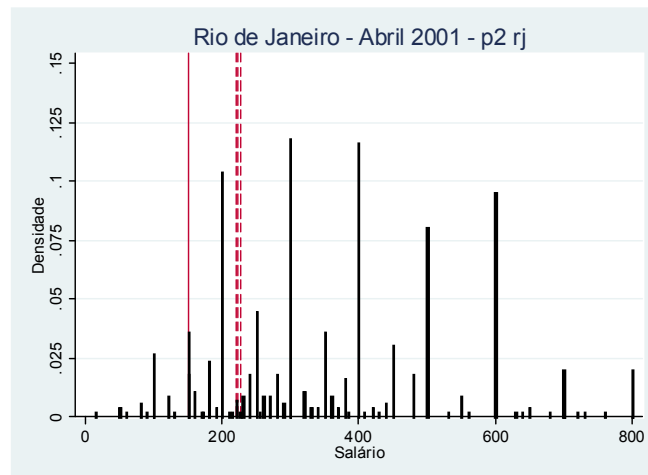
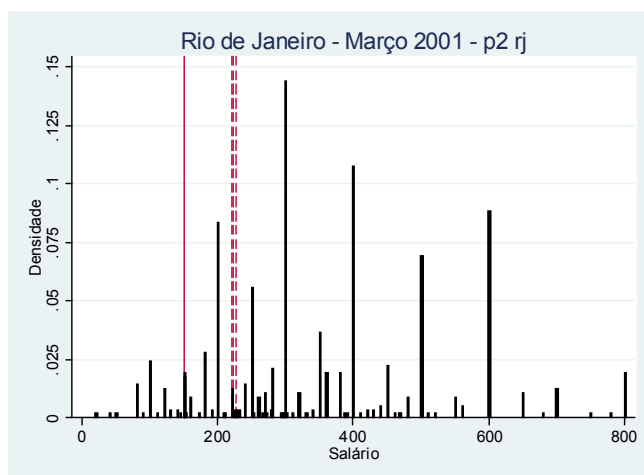
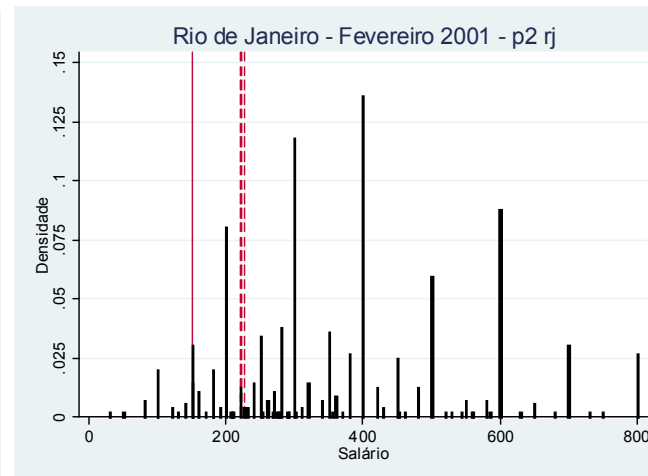
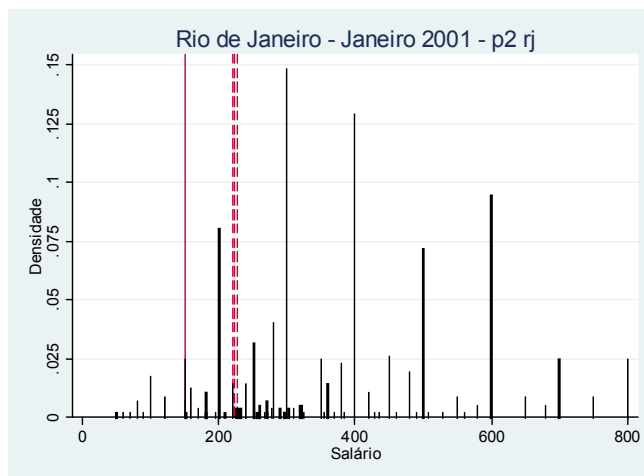
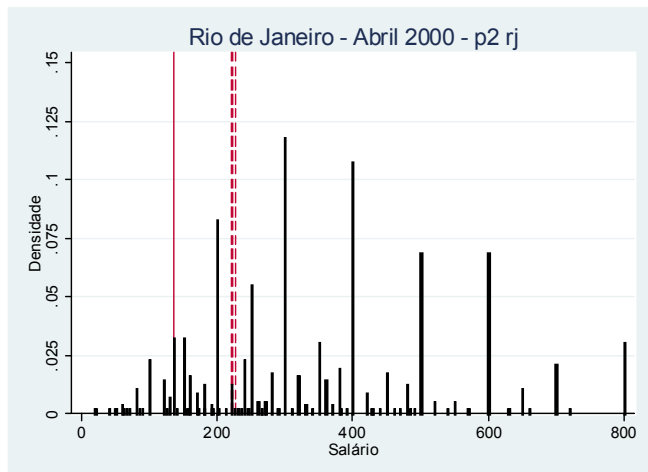
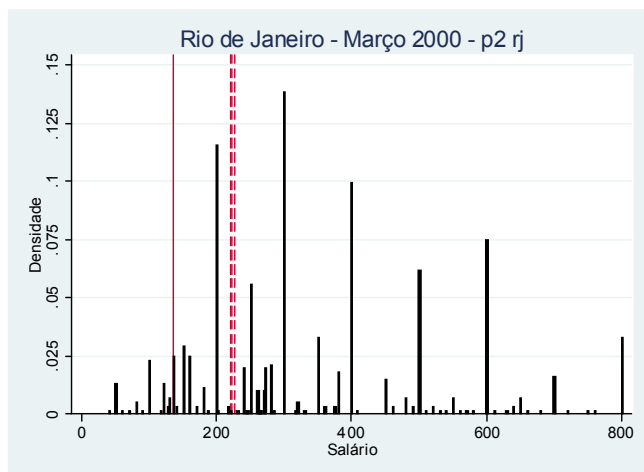
Nota: (\*) As áreas sombreadas referem-se aos quantis binding (renda entre o SM e um pouco acima do maior piso do RS (R\$250))

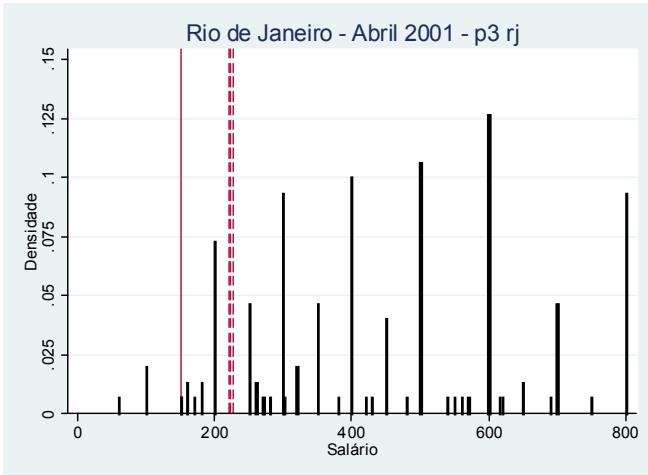
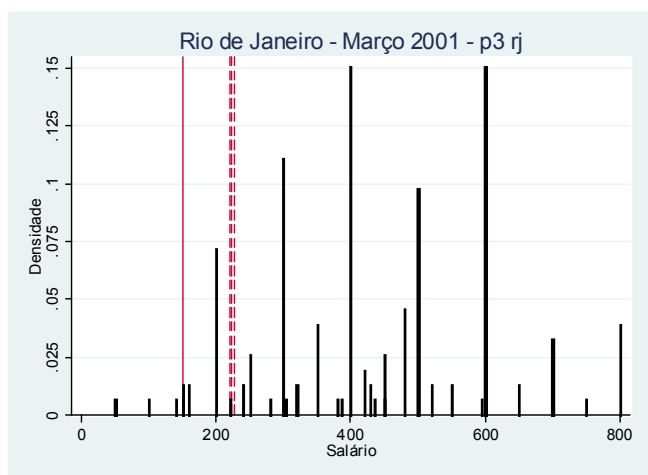
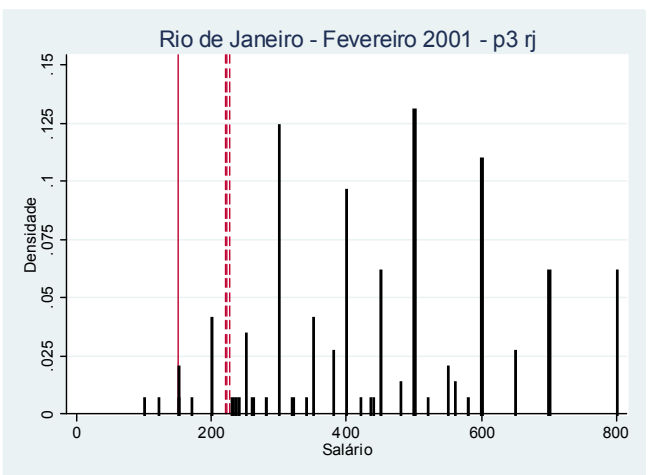
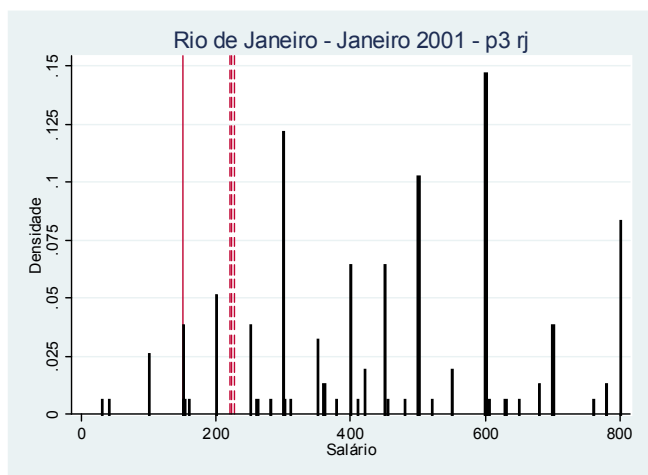
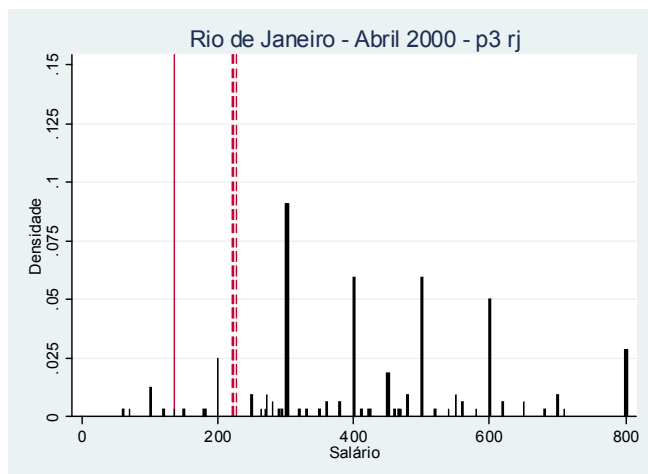
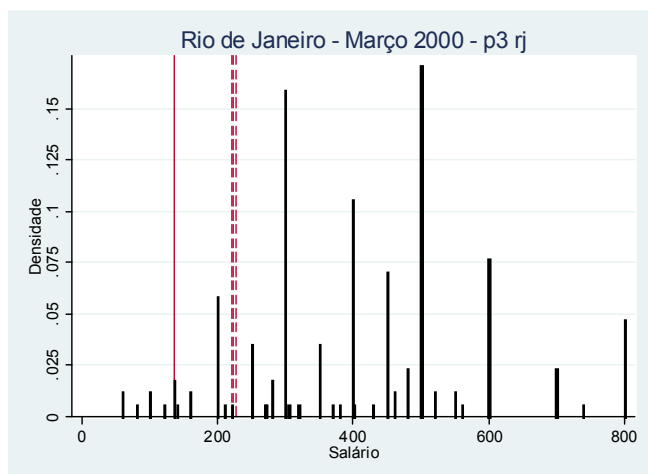
A renda média está em termos reais para fins de comparação entre os estados.. Mas os quantis estão em termos nominais (que não diferem se estivessem em termos reais) para facilitar com a comparação dos valores do SM e pisos dados na tabela 1.



Painel A1. Distribuição dos rendimentos do RJ das ocupações definidas na lei







Painel A2. Distribuição dos rendimentos do RS das ocupações definidas na lei

